N° 11F0019M au catalogue — N° 353
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-21156-5

Document de recherche

Direction des études analytiques : documents de recherche

Salaires, emploi des jeunes et inscription dans un établissement d'enseignement : données récentes liées aux augmentations des prix mondiaux du pétrole

par René Morissette, Ping Ching Winnie Chan et Yuqian Lu

Division de l'analyse sociale
Ottawa, Ontario

Téléphone : 1-800-263-1136

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros sans frais suivants :

• Service de renseignements statistiques	1-800-263-1136
• Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1-800-363-7629
• Télécopieur	1-877-287-4369

Programme des services de dépôt

• Service de renseignements	1-800-635-7943
• Télécopieur	1-800-565-7757

Comment accéder à ce produit

Le produit nº 11F0019M au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca et de parcourir par « Ressource clé » > « Publications ».

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « À propos de nous » > « Notre organisme » > « Offrir des services aux Canadiens ».

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2013

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada (http://www.statcan.gc.ca/reference/licence-fra.htm).

This publication is also available in English.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, ses entreprises, ses administrations et les autres établissements. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0^s	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
^{p}	provisoire
^{r}	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
^{E}	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié
*	valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

Salaires, emploi des jeunes et inscription dans un établissement d'enseignement : données récentes liées aux augmentations des prix mondiaux du pétrole

par

René Morissette, Ping Ching Winnie Chan, et Yuqian Lu

11F0019M N° 353
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-21156-5

Janvier 2014

Études analytiques
Documents de recherche

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction des études analytiques, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, l'informatique statistique et la simulation. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires et suggestions.

Les documents de la série sont distribués aux établissements de recherche et aux bibliothèques spécialisées. On peut accéder gratuitement à ces documents à partir d'Internet, à l'adresse www.statcan.gc.ca.

Comité de révision des publications
Direction des études analytiques, Statistique Canada
Immeuble R.-H.-Coats, 24e étage
Ottawa (Ontario) K1A 0T6

Remerciements

Les commentaires qu'ont fournis les participants à la conférence 2012 du Réseau canadien de chercheurs dans le domaine du marché du travail et des compétences (RCCMTC), tenue à l'Université de Calgary, et les participants à un séminaire organisé par la Banque du Canada en septembre 2012 ont été très utiles à la présente étude.

Table des matières

Résumé **3**

Sommaire **4**

1 Introduction **6**

2 Prix du pétrole, salaires et résultats chez les jeunes **8**

3 Données et méthodes **9**

3.1 Validité de la variable instrumentale 13

3.2 Pertinence de la variable instrumentale 15

4 Résultats **15**

5 Vérifications de la robustesse **18**

5.1 Spécification des modèles 18

5.2 Migration sélective 19

6 Conclusion **21**

7 Annexe : Construction des taux d'inscription à temps plein à l'université à l'aide de la banque de Données administratives longitudinales (DAL) **30**

Bibliographie **37**

Résumé

Les réserves de pétrole du Canada sont concentrées dans trois provinces : l'Alberta, la Saskatchewan et Terre-Neuve-et-Labrador. Les prix du pétrole qu'obtiennent les producteurs canadiens ont plus que doublé entre 2001 et 2008. La proportion de jeunes hommes ayant un emploi dans l'industrie du pétrole diffère considérablement selon la province et le niveau de scolarité. Collectivement, ces faits portent à croire qu'au Canada, les augmentations des prix mondiaux du pétrole observées entre 2001 et 2008 pourraient avoir fait varier la demande de main-d'œuvre et la croissance des salaires masculins entre les provinces et selon le niveau de scolarité. Fondée sur des données de l'Enquête canadienne sur la population active, la présente étude s'appuie sur cette variation de la croissance des salaires pour estimer l'élasticité-salaire de la participation des jeunes hommes au marché du travail et de leur inscription dans un établissement d'enseignement. La principale constatation est que l'augmentation des salaires a un double effet chez les jeunes hommes : elle tend à réduire, du moins temporairement, leurs taux d'inscription à temps plein à l'université et de faire entrer (ou de ramener) sur le marché du travail ceux d'entre eux qui n'étaient ni étudiants ni employés. Contrairement à des travaux de recherche antérieurs réalisés aux États-Unis, la présente étude n'apporte aucune preuve que les taux d'inscription dans un établissement d'enseignement des jeunes hommes moins instruits diminuent lorsqu'augmentent les taux de rémunération, que ceux-ci soient mesurés en termes réels ou relatifs. Ces constatations tiennent sous diverses vérifications de la robustesse et ne semblent pas être attribuables uniquement à la migration sélective.

Sommaire

La mesure dans laquelle des salaires plus élevés incitent les étudiants à décrocher et les jeunes qui ne sont ni employés ni étudiants à faire leur entrée sur le marché du travail est une question importante qui jette un éclairage sur une dimension clé de la création de capital humain : poursuivre des études et acquérir une formation scolaire ou travailler et acquérir de l'expérience sur le marché du travail.

L'une des difficultés d'ordre empirique que les chercheurs rencontrent lorsqu'ils se penchent sur cette question consiste à cerner une variation exogène plausible des offres salariales reçues par les jeunes.

La présente étude aborde cette question en utilisant la variation de la croissance des salaires induite par les augmentations des prix mondiaux du pétrole observées entre 2001 et 2008.

La stratégie empirique s'appuie sur trois faits. Tout d'abord, les réserves pétrolières du Canada et, donc, sa production de pétrole sont concentrées dans trois provinces : l'Alberta, la Saskatchewan et Terre-Neuve-et-Labrador.

En deuxième lieu, la proportion de jeunes hommes ayant un emploi dans l'industrie du pétrole varie sensiblement d'une province à l'autre et selon le niveau de scolarité. Dans les deux plus grandes provinces productrices de pétrole, les jeunes hommes ayant un diplôme d'études secondaires et ceux n'ayant pas terminé leur secondaire sont davantage employés dans ce secteur que leurs homologues plus instruits.

En troisième lieu, les prix du pétrole qu'obtiennent les producteurs canadiens ont plus que doublé entre 2001 et 2008.

Collectivement, ces faits portent à croire que les hausses marquées des prix mondiaux du pétrole observées entre 2001 et 2008 pourraient avoir induit une variation interrégionale et selon le niveau de scolarité de la demande de main-d'œuvre chez les jeunes hommes et, donc, de la croissance des salaires qui leur sont offerts.

En utilisant les données de l'Enquête canadienne sur la population active, l'étude examine cette variation de la croissance des salaires pour évaluer l'effet causal des salaires sur l'inscription des jeunes hommes dans un établissement d'enseignement et la probabilité qu'ils ne soient ni étudiants ni employés.

La principale constatation est que des salaires plus élevés ont un double effet sur les jeunes hommes : ils tendent à réduire les taux d'inscription à temps plein à l'université — du moins temporairement — et à amener (ou ramener) sur le marché du travail ceux qui n'étaient ni étudiants ni employés. Contrairement à des recherches menées antérieurement aux États-Unis, cette étude n'apporte aucune preuve que les taux d'inscription dans un établissement d'enseignement des jeunes hommes moins instruits diminuent lorsqu'augmentent les taux de rémunération, que ceux-ci soient mesurés en termes réels ou relatifs. Ces constatations tiennent sous diverses vérifications de la robustesse et ne semblent pas être dictées uniquement par la migration sélective.

Des salaires plus élevés engendrent-ils une augmentation nette du capital humain chez les jeunes? Pour répondre à cette question, il faut savoir si les réductions du nombre d'inscrits dans un établissement d'enseignement sont permanentes ou temporaires et dans quelle mesure l'employabilité à long terme des jeunes moins qualifiés augmente lorsqu'ils sont attirés sur le marché du travail. Des données récentes montrent que certains essors pétroliers antérieurs (comme celui qu'on a observé au Canada au début des années 1980) ont abouti à une réduction temporaire des inscriptions dans un établissement d'enseignement, mais n'ont pas eu d'effets à long terme sur le niveau de scolarité des individus. Un tel scénario s'est-il produit depuis la fin de la récession de 2008-2009? Dans quelle mesure la hausse des salaires influe-t-elle sur l'employabilité à long terme des jeunes moins qualifiés? Ce sont là des questions auxquelles répondront de futurs travaux de recherche.

1 Introduction

Dans quelle mesure les salaires plus élevés incitent-ils les jeunes à quitter l'école? Dans quelle mesure attirent-ils sur le marché du travail des jeunes qui ne sont ni étudiants ni employés, en ayant comme effet possible d'accroître l'expérience de ces jeunes sur le marché du travail et leur employabilité à long terme? Si ces deux questions font ressortir des aspects clés de la création de capital humain — les études et l'acquisition d'une formation scolaire par opposition au travail et à l'acquisition d'expérience sur le marché du travail —, elles demeurent largement sans réponse.

Il y a des indications que des salaires plus élevés entraînent une diminution du nombre d'inscriptions dans les établissements d'enseignement. Dans certains de leurs premiers travaux, qui supposaient l'exogénéité des salaires, Gustman et Steinmeier (1981) ont constaté que l'inscription dans un établissement d'enseignement chez les personnes de 17 à 22 ans était négativement corrélée aux salaires horaires. Plus récemment, Black et coll. (2005) ont étudié la période d'essor et de repli du charbon qu'ont traversée les États américains du Kentucky et de la Pennsylvanie dans les années 1970 et les années 1980, et ils ont constaté qu'une hausse de 10 % des salaires des ouvriers moins qualifiés s'était accompagnée d'une diminution de 5 % à 7 % des inscriptions dans les écoles secondaires. Il ressort de cette constatation qu'à court terme, un marché du travail serré a un effet négatif sur la décision de s'inscrire dans un établissement d'enseignement chez les personnes dont le niveau de scolarité est relativement bas. On ne sait pas exactement si cela se vérifie encore sur les marchés du travail d'aujourd'hui, et ce, pour diverses raisons. Tout d'abord, l'évolution des compétences et des aptitudes qu'exigent les emplois (Acemoglu 2002; Autor et coll. 2003) a probablement réduit les possibilités d'emploi des personnes moins instruites, ce qui a sans doute influé sur la demande en ce qui touche les études supérieures. En second lieu, l'accroissement substantiel des écarts de salaire selon le niveau de scolarité que l'on a observé aux États-Unis et dans bien d'autres pays de l'OCDE à partir du début des années 1980 a accentué l'attrait des études supérieures[1]. D'où, la mesure dans laquelle les personnes moins instruites modifient leurs décisions de s'inscrire dans un établissement d'enseignement en réponse à des taux de rémunération plus élevés pourrait avoir fortement diminué au cours des dernières décennies.

Outre leur effet potentiel sur les inscriptions dans un établissement d'enseignement, les salaires plus élevés peuvent influer sur l'emploi des jeunes. Les modèles statiques d'offre de main-d'œuvre semblent indiquer que des salaires plus élevés feront assurément augmenter l'offre de travailleurs à la marge extensive (Moffitt 2012). Ainsi, des salaires plus élevés peuvent inciter les jeunes qui ne sont ni étudiants ni employés à accepter de nouvelles offres d'emploi. Si tel est le cas, des salaires plus élevés pourraient accroître l'expérience sur le marché du travail et l'employabilité de certaines personnes qui étaient initialement déconnectées du marché du travail et du système scolaire. Par conséquent, les analyses qui traitent uniquement de l'effet des salaires sur les inscriptions dans un établissement d'enseignement passent à côté d'un important canal par lequel les salaires peuvent influer sur la formation de capital humain.

Pourtant, les preuves de l'existence d'un lien entre les salaires et la probabilité qu'un jeune ne soit ni étudiant ni employé sont étonnamment rares. Gustman et Steinmeier (1981) ont constaté qu'il n'y avait pas de corrélation systématique entre les salaires et la probabilité de n'être ni inscrit dans un établissement d'enseignement ni sur le marché du travail. Du fait que leur analyse n'a pas prévu de corrélation entre les offres salariales faites aux jeunes et l'offre de main-d'œuvre, elle souffre peut-être du biais de variable omise. À notre connaissance, aucune autre étude n'a réexaminé ce lien.

---

1. Lemieux (2008) et Boudarbat et coll. (2010) montrent que les écarts salariaux liés au niveau de scolarité se sont creusés au Canada et aux États-Unis du début des années 1980 à 2005. Gottschalk et Smeeding (1997) documentent des retours croissants à la poursuite d'études ou à des professions bien rémunérées au Royaume-Uni, en Suède, au Japon et en Israël durant les années 1980.

En résumé, les éléments probants quant à la mesure dans laquelle les salaires influent sur l'inscription dans un établissement d'enseignement ou sur la probabilité de n'être ni étudiant ni employé sont peu abondants ou reposent sur un évènement naturel — l'essor et le repli du charbon aux États-Unis durant les années 1970 et les années 1980 — qui s'est produit sur un marché du travail où les aptitudes recherchées différaient sensiblement des compétences exigées de nos jours et à une époque où les écarts salariaux liés au niveau de scolarité étaient beaucoup moins prononcés qu'aujourd'hui.

L'objectif principal de l'étude est de combler cette lacune. Fondée sur des données qui couvrent la majeure partie des années 2000, elle fournit des éléments récents au sujet de l'effet à court terme des salaires sur l'inscription dans un établissement d'enseignement et sur la probabilité que les jeunes ne soient ni étudiants ni employés. Pour ce faire, elle s'appuie sur la variation des salaires des jeunes induite par les augmentations des prix mondiaux du pétrole qui se sont produites pendant la période d'expansion allant de 2001 à 2008.

La stratégie empirique s'appuie sur trois faits. Premièrement, les réserves de pétrole du Canada et, par conséquent, sa production pétrolière, sont concentrées dans trois provinces, l'Alberta, la Saskatchewan et Terre-Neuve-et-Labrador (graphique 1). Deuxièmement, la proportion de jeunes hommes ayant un emploi dans l'industrie pétrolière varie sensiblement d'une province à l'autre et selon le niveau de scolarité. Dans les deux plus importantes provinces productrices de pétrole (Alberta et Saskatchewan), les jeunes hommes qui possèdent un diplôme d'études secondaires et ceux qui n'ont pas terminé leur secondaire sont plus nombreux à avoir un emploi dans ce secteur que leurs homologues plus instruits (graphique 2). Troisièmement, les prix du pétrole qu'obtiennent les producteurs canadiens ont plus que doublé entre 2001 et 2008 (graphique 3). Conjugués, ces faits portent à croire que les hausses substantielles des prix mondiaux du pétrole observées entre 2001 et 2008 ont pu induire une variation interrégionale et selon le niveau de scolarité de la demande de main-d'œuvre chez les jeunes hommes et, donc, de la croissance des salaires qui leur sont offerts (graphiques 4 et 5). Au moyen des données de l'Enquête sur la population active (EPA), l'étude examine la variation de la croissance des salaires afin d'évaluer l'effet causal des salaires sur l'inscription des jeunes hommes dans un établissement d'enseignement et sur leur probabilité de n'être ni étudiants ni employés.

Outre l'évaluation de l'effet causal des salaires sur ces deux déterminants potentiels du capital humain offert par les jeunes, l'étude étoffe la littérature sur l'offre de main-d'œuvre en fournissant des estimations récentes de l'élasticité-salaire (après impôt) de l'offre de main-d'œuvre à la marge extensive pour un sous-ensemble de travailleurs — les jeunes hommes — susceptibles de réagir à l'évolution des conditions du marché du travail (Blundell 2011; Blundell et coll. 2011). À l'instar d'autres travaux récents (Chetty et coll. 2011; Keane 2011), la présente étude révèle d'appréciables élasticités-salaire de l'offre de main-d'œuvre à la marge extensive, en particulier chez les jeunes hommes moins instruits.

La principale constatation est que des salaires plus élevés ont un double effet sur les jeunes hommes; ils ont tendance à réduire, du moins temporairement, leurs taux d'inscription à temps plein à l'université et à amener (ou ramener) sur le marché du travail ceux qui n'étaient ni étudiants ni employés. Contrairement à Black et coll. (2005), l'étude n'apporte aucune preuve que les taux d'inscription dans un établissement d'enseignement des jeunes hommes moins instruits diminuent lorsqu'augmentent les taux de rémunération, qu'ils soient mesurés en termes réels ou relatifs. Ces constatations tiennent sous diverses vérifications de la robustesse et ne semblent pas être attribuables uniquement à la migration sélective.

Le document est organisé comme il suit. La section 2 donne des preuves que la hausse des prix mondiaux du pétrole a fait augmenter les salaires réels des jeunes hommes au Canada pendant les années 2000 et que cette croissance des salaires a entraîné une réduction de la fréquentation à temps plein des universités et de la proportion de jeunes qui ne sont ni

étudiants ni employés. La section 3 décrit les données et la stratégie d'estimation sur lesquelles s'appuie l'étude. La section 4 présente les résultats. Les vérifications de la robustesse sont effectuées à la section 5. Les conclusions suivent en section 6.

2 Prix du pétrole, salaires et résultats chez les jeunes

Durant les années 2000, on a assisté à une forte hausse des prix mondiaux du pétrole, tandis que l'augmentation de la consommation de pétrole en Inde et en Chine et la croissance du PIB mondial faisaient croître la demande globale de pétrole brut (Rowat 2006; Cheung et Morin 2007). Entre la fin des années 1990 et 2008, l'indice des prix des produits industriels (IPPI) pour les produits du pétrole et du charbon a doublé au Canada (graphique 3)[2].

Cette variation importante des prix du pétrole a sans doute touché différemment les économies des provinces canadiennes. La raison en est simple : les réserves de pétrole du Canada varient grandement d'une province à l'autre. Sur le site Web de Ressources naturelles Canada, on peut lire ce qui suit :

> « La majeure partie des réserves pétrolières du Canada se trouvent dans le bassin sédimentaire de l'Ouest canadien, qui s'étend sur une vaste région incluant l'Alberta, la Saskatchewan et une partie des territoires du Nord-Ouest.
>
> On estime aujourd'hui que les réserves de pétrole classique extracôtier de la côte Est sont plus importantes que les réserves de pétrole classique de l'Alberta (1 704 millions de barils). »[3]

Ainsi, l'Alberta, la Saskatchewan et Terre-Neuve-et-Labrador s'approprient la majeure partie de la production totale de brut du Canada. Entre 1997 et 2008, l'Alberta, la Saskatchewan et Terre-Neuve-et-Labrador représentaient environ 96 % de la production totale de pétrole brut du Canada et 97 % du brut produit par les dix provinces canadiennes (graphique 1)[4]. De la même manière que le choc pétrolier a induit une croissance différentielle de la demande de main-d'œuvre chez les jeunes hommes selon la province, les salaires réels des hommes âgés de 17 à 24 ans ont augmenté à un rythme beaucoup plus rapide dans ces trois provinces que dans les autres entre 2004 et 2008 (graphique 4). De plus, les taux d'emploi des jeunes hommes ont augmenté davantage en Alberta et en Saskatchewan que dans les provinces non productrices de pétrole durant cette période (graphique 6).

Ces différences interprovinciales de production de pétrole brut et de croissance des salaires proposés aux jeunes hommes ont coïncidé avec une variation interprovinciale des inscriptions scolaires. De 2003 à 2008, la proportion de jeunes hommes inscrits dans un établissement d'enseignement a baissé de près de 9 points de pourcentage en Alberta, passant de 46,2 % en 2003 à 37,5 % en 2008 (graphique 7). Cette proportion a également diminué, quoique dans une moindre mesure, en Saskatchewan, où elle est passé de 46,9 % à 44,3 % durant la même période. Par contre, elle a augmenté, passant de 49,9 % à 52,7 %, dans les provinces autres que l'Alberta, la Saskatchewan et Terre-Neuve-et-Labrador (ci-après désignées « les autres provinces »).

Ces mouvements différentiels des taux d'inscription dans un établissement d'enseignement ont été en partie le fait de la variation interprovinciale de la fréquentation des universités. Alors que

2. Comme le poids relatif des produits du charbon dans cet indice des prix n'est que de 5 %, cette variation est attribuable en majeure partie à l'évolution du prix des produits pétroliers.
3. Voir http://www.nrcan.gc.ca/energie/sources/brut/1457 (consulté le 15 mars 2013).
4. Les Territoires du Nord-Ouest représentaient environ 1 % de la production totale de pétrole brut du Canada durant cette période.

le pourcentage de jeunes hommes inscrits à temps plein à l'université n'a suivi aucune tendance à la hausse en Alberta ou en Saskatchewan entre 2003 et 2008, il a augmenté d'environ 4 points de pourcentage dans les autres provinces au cours de cette période (graphique 8)[5,6].

Les variations susmentionnées de l'inscription dans un établissement d'enseignement ont coïncidé avec les changements différentiels de la proportion de jeunes hommes qui n'étaient ni étudiants ni employés. Alors que cette proportion était déjà plus faible en Alberta et en Saskatchewan que dans les autres provinces[7], elle a fléchi d'avantage dans ces deux provinces (d'environ 3 points de pourcentage) que dans les autres entre le début et la fin des années 2000 chez les jeunes hommes ayant fait au moins des études postsecondaires partielles (graphique 9) et ceux âgés de 21 à 24 ans (graphique 10).

Brièvement, il ressort des résultats descriptifs que les augmentations des prix mondiaux du pétrole ont déclenché des hausses différentielles de la demande de main-d'œuvre chez les jeunes hommes canadiens au cours des années 2000, ce qui semble avoir induit à son tour une variation de la croissance des salaires des jeunes hommes selon le niveau de scolarité et la province. La croissance marquée des salaires observée conséquemment dans les provinces productrices de pétrole semble avoir entraîné une réduction du nombre d'inscrits dans un établissement d'enseignement et des taux d'inscription à l'université, ainsi que de la proportion de jeunes hommes n'étant ni étudiants ni employés. La suite de l'étude a pour objectif de déterminer si ces constatations se vérifient dans les analyses multivariées.

3 Données et méthodes

Les données utilisées dans la présente étude proviennent principalement de l'Enquête sur la population active (EPA) du Canada. L'EPA est une enquête mensuelle réalisée auprès des ménages par Statistique Canada. Depuis 1997, cette enquête permet de recueillir, de manière uniforme, des données sur la situation d'activité des Canadiens, leurs heures de travail hebdomadaires, leurs salaires horaires et leurs salaires hebdomadaires. L'EPA est une enquête avec renouvellement de panel dans laquelle les ménages sont interviewés pendant six mois consécutifs. L'échantillon total est constitué de six sous-échantillons représentatifs, dont un est remplacé chaque mois, après avoir participé pendant six mois à l'enquête. Pour accroître les tailles d'échantillon tout en se concentrant sur les mois d'ouverture des écoles, collèges et universités, on a combiné les fichiers de l'EPA de février, mars, septembre et

5. À Terre-Neuve-et-Labrador, les inscriptions dans un établissement d'enseignement et la fréquentation à temps plein d'une université ont augmenté durant cette période. Une explication possible de cette hausse serait que les jeunes hommes qui ne fréquentaient plus l'école à Terre-Neuve-et-Labrador auraient migré en Alberta dans le but de se trouver un emploi ou après avoir trouvé un emploi dans cette province. Cette question de la migration sélective est abordée à la section 5.2.
6. Il ressort aussi des données du Système d'information sur les étudiants postsecondaires (SIEP) que les taux d'inscription à temps plein dans une université en Alberta et dans les autres provinces ont suivi des tendances divergentes au cours de la période de 2001 à 2008. Lorsqu'on divise le nombre de jeunes hommes âgés de 17 à 24 ans inscrits à temps plein à l'université (mesuré à partir des données du SIEP) par les estimations de l'EPA du nombre de jeunes hommes potentiellement inscrits à l'université, les taux d'inscription à temps plein dans les universités en Alberta ont diminué, passant de 17,3 % en 2001 à 15,8 % en 2008. À l'inverse, les taux d'inscription à temps plein à l'université des provinces non productrices de pétrole ont augmenté au cours cette période, passant de 20,2 % à 24,3 %.
7. Par exemple, 9,8 % des hommes âgés de 21 à 24 ans qui vivaient en Alberta en 2001-2002 n'étaient ni étudiants ni occupés. La proportion correspondante était de 13,8 % dans les autres provinces.

octobre[8]. L'étude est centrée sur la période d'expansion allant de 2001 à 2008, durant laquelle se sont produites des hausses marquées tant des prix mondiaux du pétrole que des salaires des jeunes hommes (graphiques 3 et 4).

L'échantillon se compose d'hommes non mariés âgés de 17 à 24 ans qui n'ont pas d'enfants, qui ne sont pas membres des Forces armées, qui ne sont pas atteints d'une incapacité permanente de travailler, qui vivent dans l'une des dix provinces canadiennes et qui sont soit employés comme travailleurs rémunérés, soit sans emploi[9,10]. La sélection des travailleurs rémunérés est limitée aux personnes ayant travaillé au plus 85 heures par semaine et ayant gagné au moins 5,00 $ de l'heure en dollars de 2002[11]. Les personnes âgées de 17 à 20 ans titulaires d'un diplôme universitaire et celles âgées de 17 à 18 ans possédant un certificat ou un diplôme d'école de métiers représentent une proportion négligeable des hommes non mariés âgés de 17 à 24 ans, de sorte qu'on les a exclues des analyses. Comme le montre le tableau 1, environ la moitié des individus faisant partie de l'échantillon résultant étaient étudiants pendant la période de 2001 à 2008, la grande majorité l'étant à plein temps. Environ 60 % étaient employés et 11,4 % n'étaient ni étudiants ni employés pendant cette période.

L'étude porte sur cinq résultats binaires : 1) être employé; 2) être étudiant; 3) être inscrit à temps plein au collège; 4) être inscrit à temps plein à l'université; 5) n'être ni étudiant ni employé.

La stratégie empirique consiste à relier le résultat d'une personne p qui appartient au groupe d'âge a, possède le niveau de scolarité s et vit dans la région r durant l'année t, Y_{part}, au logarithme de son salaire horaire après impôt, lnW_{part}, à un vecteur de variables de contrôle au niveau de la personne, X_{part} et à un vecteur de variables de contrôle propres à l'âge, au niveau de scolarité et à la région, Z_{part}, au moyen de l'équation suivante :

$$Y_{part} = \theta_{ar} + \theta_t + \beta_1 * lnW_{part} + \beta_2 * X_{part} + \beta_3 * Z_{art} + \varepsilon_{part} \qquad t = 2001, \ldots 2008 \qquad (1)$$

8. Cette méthode d'échantillonnage implique que certaines personnes peuvent être observées deux fois au cours d'une même année (ou de deux années différentes) dans une combinaison donnée d'âge, de niveau de scolarité et de région. Comme les analyses par régression utilisées dans l'étude s'appuient sur des erreurs-types groupées au niveau de l'âge, du niveau de scolarité et de la région, ces analyses permettent une corrélation sérielle arbitraire qui pourrait résulter, entre autres, d'observations multiples venant de mêmes personnes. Une autre préoccupation tient au fait qu'à mesure qu'ils vieillissent ou accroissent leur niveau de scolarité, certains individus peuvent donner lieu à une observation dans un groupe d'âge, de niveau de scolarité et de région donné et à une autre observation dans un groupe différent, ce qui pourrait induire une corrélation entre groupes. Le retrait de ces personnes de l'échantillon de base réduit les tailles d'échantillon d'environ 3 % et ne modifie pas les principales constatations de l'étude.
9. Les personnes travaillant à leur compte sont exclues. Les taux de travailleurs autonomes chez les hommes non mariés âgés de 17 à 24 ans avoisinaient les 2 % durant la période de 2001 à 2008 et ne faisaient ressortir aucune tendance. Il est donc peu probable que l'exclusion des travailleurs autonomes biaise nos résultats.
10. Les analyses sont limitées aux jeunes hommes, car la variable instrumentale utilisée dans cette étude — qui est égale au produit des prix du pétrole à l'année $t-1$ et de la part de l'emploi des jeunes dans l'industrie du pétrole durant la période de 1997 à 2000 — n'est pas étroitement corrélée aux salaires horaires des jeunes femmes, ce qui empêche l'utilisation d'un estimateur à variables instrumentales pour ces dernières. On pouvait s'attendre à cette constatation, compte tenu du nombre relativement faible de jeunes femmes employées dans l'industrie du pétrole.
11. Comme les salaires minimums — qui sont fixés par les provinces — variaient de 5,63 $ à 8,00 $ (en dollars de 2002) entre 2001 et 2008, le seuil de 5,00 $ de l'heure exclut les taux anormalement bas.

où θ_{asr} et θ_t captent, respectivement, les effets fixes d'âge-niveau de scolarité-région et les effets de l'année, et ε_{part} est un terme d'erreur[12,13]. Le vecteur X_{part} se compose d'indicateurs binaires pour les personnes 1) vivant dans une région métropolitaine de recensement (RMR) ou une agglomération de recensement (AR), 2) faisant partie d'un ménage qui loue son logement et 3) échantillonnées en février, mars ou octobre (septembre étant le mois de référence). Le vecteur Z_{asrt} assure la prise en compte des conditions du marché du travail et comprend le taux d'inactivité et le taux de travail à temps partiel involontaire des jeunes hommes du groupe d'âge a, de niveau de scolarité s, vivant dans la région r, à l'année t.

Comme les salaires ne sont pas observés pour les hommes non employés, les offres de salaire à ces personnes sont imputées au moyen de divers centiles, $CENTILE_{asrt}$, de la distribution des logarithmes des salaires après impôt des hommes employés faisant partie du groupe d'âge a, ayant un niveau de scolarité s, vivant dans la région r, durant l'année t[14]. La variable de salaire qui en résulte, $lnWP_{part}$, combine ces valeurs imputées pour les non-actifs et les salaires observés pour les actifs, ce qui donne l'équation suivante :

$$Y_{part} = \theta_{asr} + \theta_t + \beta_1 * lnWP_{part} + \beta_2 * X_{part} + \beta_3 * Z_{asrt} + \varepsilon_{part} \quad t = 2001, \ldots 2008 \qquad (2)$$

Pour s'assurer de la robustesse des résultats au choix des valeurs imputées, on a construit diverses estimations de $lnWP_{part}$ sur la base des 15e, 25e, 35e et 45e centiles des distributions de salaires propres à la cellule définies plus haut.

Comme $lnWP_{part}$ et ε_{part} peuvent être corrélés du fait de l'hétérogénéité non observée ou de l'erreur de mesure dans les salaires horaires après impôt, on utilise une variable instrumentale pour $lnWP_{part}$. Cette variable instrumentale est la suivante : $PÉTR_{asrt} = \left(PRIX\ PÉTR_{t-1} / 100\right) * PART\ PÉTR_{asr\ 9700}$. Il s'agit du produit des prix du pétrole de l'année précédente et de la part de jeunes hommes employés (dans le groupe d'âge a, ayant le niveau de scolarité s et vivant dans la région r) qui travaillaient dans l'industrie du pétrole entre 1997 et 2000 ($PART\ PÉTR_{asr\ 9700}$)[15].

---

12. Les salaires horaires après impôt sont calculés de la façon suivante. Tout d'abord, les gains hebdomadaires des travailleurs rémunérés (mesurés en dollars courants) sont multipliés par 52 semaines et convertis en gains annuels hypothétiques. Après quoi, on utilise un calculateur d'impôt canadien fourni par Milligan (2012) pour calculer les taux horaires après impôt en dollars courants. Enfin, à l'aide des indices (d'ensemble) des prix à la consommation provinciaux, on construit les salaires horaires réels après impôt.
13. Quatre groupes d'âge (17 à 18 ans; 19 à 20 ans; 21 à 22 ans; 23 à 24 ans), sept niveaux de scolarité (10e année ou moins; 11e, 12e ou 13e année sans diplôme d'études secondaires; diplôme d'études secondaires, certificat ou diplôme d'une école de métiers; études postsecondaires partielles; certificat de collège, de CEGEP ou d'université inférieur au diplôme de baccalauréat; baccalauréat ou diplôme supérieur) et huit régions (une région englobant le Nouveau-Brunswick, la Nouvelle-Écosse et l'Île-du-Prince-Édouard, et une région pour chacune des autres provinces) sont pris en considération chaque année.
14. À noter que les données de l'EPA saisissent la province de résidence de la personne, qui peut différer de sa province de travail.
15. On calcule la proportion de jeunes travailleurs de sexe masculin qui ont un emploi dans l'une des industries au niveau à quatre chiffres suivantes du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN) : extraction de pétrole et de gaz (2111); extraction de charbon (2121); activités de soutien à l'extraction minière et à l'extraction de pétrole et de gaz (2131); construction d'installations de services publics (2371). Environ les trois quarts des hommes de 17 à 24 ans employés dans ces industries entre 1997 et 2000 l'étaient dans l'extraction de pétrole et de gaz et dans les activités de soutien à l'extraction minière et à l'extraction de pétrole et de gaz. Les prix du pétrole proviennent du tableau CANSIM 329-0065 et sont fondés sur l'indice des prix des produits industriels pour les produits du pétrole et du charbon, lequel est indexé à 100,0 en 2002.

La justification de cette variable instrumentale est simple : pour une hausse donnée des prix du pétrole, la demande de main-d'œuvre et, donc, les salaires, devrait croître plus rapidement chez les groupes de jeunes hommes qui participaient beaucoup à l'industrie du pétrole avant les années 2000 que chez les autres groupes[16]. Comme les augmentations des prix mondiaux du pétrole peuvent déclencher des augmentations des salaires des jeunes avec un certain décalage, on utilise la valeur décalée d'un an des prix du pétrole pour construire la variable $PÉTR_{asrt}$.

La variable instrumentale susmentionné est définie pour 200 groupes de travailleurs que l'on a suivis pendant huit ans, ce qui donne la possibilité de produire une variation pouvant reposer sur jusqu'à 1 600 observations au niveau de l'âge, du niveau de scolarité, de la région et de l'année[17]. Pour s'assurer que les offres salariales imputées reposent sur des échantillons raisonnables de jeunes hommes employés, l'analyse est limitée à des groupes de personnes pour qui les salaires sont imputés sur la base d'au moins 20 (observations en microdonnées de) personnes employées. Ces contraintes produisent un échantillon de base de 170 632 observations, dont on peut obtenir 1 128 observations groupées d'âge, de niveau de scolarité, de région et d'année sur $PÉTR_{asrt}$ et Z_{asrt}. Ces 1 128 observations groupées sont liées à 164 groupes (âge, niveau de scolarité, région) de personnes et sont fondées sur des échantillons de microdonnées contenant, en moyenne, 151,3 observations (tableau 3).

Alors que la stratégie d'estimation par variables instrumentales décrite plus haut tire parti de la variation intergroupe de la croissance des salaires induite par un choc spécifique — les augmentations des prix mondiaux du pétrole —, une solution de rechange consiste à recourir à un estimateur de groupement qui exploite toutes les variations intergroupes de la croissance des salaires. Si l'on suppose que les différences entre groupes (définies selon l'âge, le niveau de scolarité et la région) observées dans les salaires sont le fruit de variations de la demande de main-d'œuvre non reliées aux décisions des jeunes hommes canadiens de s'inscrire dans un établissement d'enseignement ou de répondre à une offre de travail[18], on peut utiliser un estimateur de groupement pour estimer le modèle qui suit[19] :

$$Y_{asrt} = \theta_{asr} + \theta_t + \beta_1 * lnW^p{}_{asrt} + \beta_2 * X_{asrt} + \beta_3 * Z_{asrt} + \varepsilon_{asrt} \quad t = 2001, \ldots 2008 \qquad (3)$$

où la variable dépendante et les variables explicatives ont été redéfinies au niveau des groupes. L'équation (3) est estimée par les moindres carrés pondérés, où les poids correspondent aux estimations de population dans une cellule donnée[20].

Au moment de décider de poursuivre ou non leurs études, il se peut que les jeunes gens comparent les offres salariales courantes à celles qu'ils sont susceptibles de recevoir au terme

16. Un autre scénario possible est qu'à mesure qu'augmentent les prix de l'énergie, l'utilisation de capitaux diminue, et la demande de main-d'œuvre non qualifiée — par rapport à la main-d'œuvre qualifiée — augmente, ce qui fait diminuer la prime salariale pour compétences dans les provinces (Polgreen et Silos 2009), une tendance observée dans le graphique 5.
17. Les 200 groupes résultent de l'interaction de 8 régions et de 25 cellules âge-niveau de scolarité. Ces 25 cellules âge-niveau de scolarité sont à leur tour obtenues par le retrait de trois combinaisons âge-niveau de scolarité (personnes de 17 à 18 ans possédant un certificat ou un diplôme d'école de métiers; personnes de 17 à 18 ans possédant un baccalauréat ou un diplôme supérieur; et personnes de 19 à 20 ans possédant un baccalauréat ou un diplôme supérieur) d'un ensemble de sept niveaux de scolarité interreliés à quatre groupes d'âge.
18. Les variations différentielles de l'offre mondiale de travailleurs selon le groupe de compétences, l'appréciation du dollar canadien sur le marché des devises et la diminution des taux d'intérêt réels pendant les années 2000 pourraient avoir entraîné des variations différentielles de la demande intérieure de main-d'œuvre entre industries et, donc, de la demande de main-d'œuvre jeune selon le groupe.
19. Plusieurs études (Blundell et coll. 1998; Devereux 2004, 2007; Blau et Kahn 2007) font appel à des estimateurs de groupement pour estimer des modèles d'offre de main-d'œuvre.
20. Lorsque les équations (2) et (3) sont estimées, les erreurs-types sont groupées par âge-niveau de scolarité-région, ce qui permet une corrélation sérielle de nature non précisée dans les cellules âge-niveau de scolarité-région.

d'années d'études supplémentaires (Becker 1964; Black et coll. 2005). Si tel est le cas, les équations (2) et (3) doivent être réestimées au moyen d'une variable qui saisit les salaires relatifs plutôt que les salaires réels. C'est la raison pour laquelle on prend aussi en considération d'autres versions des équations (2) et (3). Dans les versions de rechange de l'équation (2), le logarithme des salaires réels (lnW^{p}_{pasrt}) est remplacé par $lnW^{p*}_{pasrt} \equiv ln\left[W^{p}_{pasrt} / W_{25\text{-}29\ RF\ rt,t-1}\right]$, où $W_{25\text{-}29\ RF\ rt,t-1}$ représente les salaires horaires réels moyens après impôt que reçoivent, dans la région r et aux années t et $t-1$, les jeunes hommes employés âgés de 25 à 29 ans qui font partie d'un groupe de référence donné[21]. Dans les versions de rechange de l'équation (3), lnW^{p}_{asrt} est remplacé par $lnW^{p*}_{asrt} \equiv ln\left[W^{p}_{asrt} / W_{25\text{-}29\ RF\ rt,t-1}\right]$.

En dehors de la variabilité des tendances temporelles observées entre les groupes d'âge et les niveaux de scolarité, la stratégie d'identification repose sur la variation, entre provinces, de l'évolution des résultats et des salaires des jeunes hommes. Comme l'analyse se fonde sur une série chronologique de données transversales tirées de l'EPA, il se peut que la migration sélective entre provinces influe sur les constatations. Comme l'EPA ne contient aucune information permettant de distinguer les migrants des non-migrants, on se sert de la banque de Données administratives longitudinales (DAL) pour prendre en compte la migration sélective interprovinciale. On peut examiner si les provinces productrices de pétrole ont perdu (ou gagné) du terrain par rapport aux autres provinces, pour ce qui est des taux d'inscription à l'université (ou d'emploi), dans la même mesure dans un échantillon de base, qui comprend les migrants et les non-migrants, que dans un échantillon composé exclusivement de non-migrants. Comme on le montrera ci-après, ces comparaisons révèlent que les fluctuations entre provinces des taux d'inscription à l'université et des taux d'emploi ne découlent pas simplement de la migration sélective interprovinciale.

3.1 Validité de la variable instrumentale

Plusieurs facteurs menacent la validité de la variable instrumentale sélectionnée dans cette étude. L'équation (2) repose sur l'hypothèse que les augmentations des prix du pétrole n'influent sur le choix des jeunes hommes de poursuivre ou non des études que s'il y a augmentation des salaires. Pourtant, un choc positif des prix du pétrole peut aussi influer sur l'inscription dans un établissement d'enseignement par d'autres voies. *A priori*, les chocs pétroliers peuvent accroître pour les jeunes hommes les occasions d'emploi ou la fréquence des offres d'emploi, et faire augmenter les revenus de placements (comme les dividendes sur actions) ou d'emploi de leurs parents. En faisant croître les revenus des provinces productrices de pétrole et la demande globale de main-d'œuvre, les augmentations des prix du pétrole peuvent inciter les gouvernements provinciaux à consacrer plus de fonds à l'éducation, à abaisser les frais de scolarité des universités, à modifier les paramètres de l'aide sociale et/ou à hausser le salaire minimum, autant de facteurs pouvant influer sur l'inscription des jeunes hommes dans un établissement d'enseignement et sur leur décision de fréquenter une université.

Ces facteurs sont traités de la façon suivante. Tout d'abord, des variables de contrôle sont incluses dans l'équation (2) pour les taux de chômage et de travailleurs à temps partiel

21. Les groupes de référence varient d'un sous-échantillon à l'autre. Lorsque sont considérés les jeunes hommes n'ayant pas de diplôme d'études secondaires (tableau 8), le groupe de référence est formé des diplômés du secondaire. Lorsque l'attention est portée sur les inscrits potentiels à l'université (ou au collège) (tableau 7), ce sont les jeunes hommes détenant un baccalauréat (ou un diplôme collégial) qui constituent le groupe de référence.

involontaires chez des jeunes hommes. L'ajout de ces variables de contrôle exclut la possibilité que les jeunes hommes raccourcissent leurs études simplement parce qu'un plus grand nombre d'emplois sont disponibles plutôt que parce que les offres salariales sont plus élevées[22]. Deuxièmement, si elles ont le moindre effet, les augmentations du revenu parental dues à la hausse des prix du pétrole favoriseront vraisemblablement l'inscription des jeunes hommes dans un établissement d'enseignement en accroissant (potentiellement) la fréquentation des universités. Si cela est le cas, elles induiront un biais à la hausse dans les estimations de β_1, ce qui produira des estimations conservatrices de la mesure dans laquelle les hauts salaires entraînent une réduction des inscriptions dans les établissements d'enseignement et de la fréquentation des universités. Un argument similaire s'applique à l'omission des dépenses gouvernementales en éducation dans l'équation (2). Troisièmement, l'étude utilise des versions enrichies des équations (2) et (3) qui prennent en compte les variables provinciales suivantes : a) le logarithme des frais de scolarité réels moyens associés à des études débouchant sur un diplôme de baccalauréat; b) les niveaux de revenu réel que les personnes célibataires sans emploi pourraient tirer de prestations d'aide sociale; c) le logarithme des salaires minimums réels[23]. Ainsi, les estimations de β_1 rapportées dans la présente étude ne seront pas contaminées par ces facteurs[24,25]. Cependant, les hausses du revenu parental et les hausses des dépenses gouvernementales en éducation aboutiront à une réduction de la proportion de jeunes hommes qui ne sont ni étudiants ni employés, si elles entraînent une augmentation de l'inscription dans un établissement d'enseignement chez les jeunes gens qui étaient initialement *sans* emploi. Le cas échéant, les estimations de β_1 saisiront l'effet conjugué des salaires plus élevés, du revenu parental accru et de la hausse des dépenses gouvernementales sur la proportion de jeunes hommes qui ne sont ni étudiants ni employés. Quoique l'on ne puisse exclure cette possibilité, d'autres versions de l'équation (3), augmentées des tendances linéaires pour les provinces productrices de pétrole, sont envisagées. Si le revenu parental et les ressources gouvernementales consacrées à l'éducation

---

22. Dans cette étude, les taux 'de chômage et de travailleurs à temps partiel involontaires chez les jeunes hommes sont définis comme des ratios fondés sur la population, c'est-à-dire le rapport du nombre de personnes sans emploi ou du nombre de travailleurs occupés à temps partiel involontairement et de la population de jeunes hommes. Ces deux variables sont endogènes à ce qui a trait à l'inscription dans un établissement d'enseignement : parmi les jeunes hommes, ceux qui sont aux études sont moins susceptibles que les autres de participer au marché du travail et, donc, d'être sans emploi. Néanmoins, les estimations de l'incidence des salaires demeureront cohérentes tant que la variable instrumentale (prix du pétrole) utilisée dans cette étude n'est pas corrélée au terme d'erreur après conditionnement sur les caractéristiques observables (dont le chômage' et le travail à temps partiel involontaire) (Stock et Watson 2011, pp. 467-468). Toutefois, contrairement à l'incidence estimée des salaires, les estimations des paramètres pour 'le chômage et le travail à temps partiel involontaire des jeunes n'auront pas d'interprétation causale.

23. Les revenus tirés de prestations d'aide sociale propres à une province et à une année donnée sont tirés du rapport intitulé *Revenus de bien-être social, 2009*, publié par le Conseil national du bien-être social (Conseil national du bien-être social, 2009). Dans les calculs effectués par le Conseil national du bien-être social sont formulées les hypothèses suivantes : a) les prestataires ont commencé à être prestataires de l'aide sociale le 1er janvier; b) c'était la première fois que les prestataires touchaient des prestations d'aide sociale; c) les prestataires habitent dans la ville la plus grande de leur province ou territoire; d) il n'y a pas de pénalité associée au fait d'être nouveau dans la région; e) les prestataires vivent dans des logements de location privés et ne les partagent avec quiconque; f) les prestataires reçoivent le niveau le plus élevé d'aide au logement pour les locataires et l'ensemble des coûts des services publics sont inclus; g) il n'y a pas de coûts associés au déménagement; h) il n'y a pas de coûts associés à la réparation du logement locatif.

24. Comme ces trois variables sont définies au niveau de la province ou de la région (plutôt qu'au niveau de l'âge, de la scolarité et de la région), leur inclusion soulève les questions des multiples niveaux de regroupement et du nombre relativement faible de grappes au niveau plus élevé (région ou province) lorsque les erreurs-types sont calculées. Pour s'assurer que les principales constatations de cette étude ne soient pas touchées par de telles questions, tous les modèles ont été réestimés sans les variables de contrôle visant les frais de scolarité, le revenu potentiel tiré de l'aide sociale et les salaires minimaux. L'omission de ces facteurs ne modifie pas les constatations principales de l'étude.

25. Le niveau de scolarité des parents et la moyenne des notes au secondaire sont d'autres déterminants possibles de la décision de poursuivre des études et de fréquenter l'université que l'on omet dans l'équation (2). Cela dit, ces dimensions ne sont probablement pas corrélées aux mouvements des prix mondiaux du pétrole.

augmentaient plus rapidement dans les provinces productrices de pétrole que dans les autres provinces pendant la période d'observation et avaient tendance à entraîner une réduction de la proportion de jeunes hommes qui ne sont ni étudiants ni employés, les estimations de β_1 devraient diminuer substantiellement lorsque l'on passe de l'équation (3) aux versions tenant compte de ces tendances. Dans la présente étude, on ne constate aucune preuve de cela : les estimations de l'effet causal des salaires sur la probabilité qu'un jeune homme ne soit ni étudiant ni employé sont aussi élevées pour ces spécifications de rechange qu'elles le sont dans l'équation (3)[26]. Cela porte à croire que les principaux résultats concernant la probabilité que les jeunes hommes ne soient ni étudiants ni employés ne sont pas dictés par l'omission du revenu parental ou des dépenses gouvernementales en éducation.

3.2 Pertinence de la variable instrumentale

Le tableau 2 montre que la variable instrumentale sélectionnée est étroitement corrélée aux salaires réels après impôt. Pour tous les échantillons examinés dans l'étude et tous les centiles utilisés pour l'imputation des salaires des non-actifs, la statistique F de premier degré pour $PÉTR_{asrt}$ varie de 10,0 à 73,0. Comme on pouvait s'y attendre, les prix accrus du pétrole sont positivement corrélés aux salaires. Les coefficients pour $PÉTR_{asrt}$ se rapprochent généralement de 2,0. Il en ressort qu'un doublement des prix du pétrole par rapport à leur niveau de 2002 ferait augmenter d'environ 10 points le logarithme des salaires réels après impôt des jeunes hommes pour qui la probabilité de travailler dans l'industrie du pétrole était égale à 5 % pendant la période 1997 à 2000.

4 Résultats

Le tableau 3 présente les résultats de l'équation (2) estimés sur l'échantillon de base. Les colonnes 1, 2, 3 et 4 contiennent les estimations des paramètres pour β_1 en fonction des salaires imputés tirés des 15^e, 25^e, 35^e et 45^e centiles des distributions des salaires (logarithmiques) après impôt propres à la cellule des jeunes hommes employés. Les trois premières lignes donnent les estimations par moindres carrés ordinaires (MCO), par les doubles moindres carrés (DMC ou 2SLS) et au moyen l'estimateur de groupement appelé *efficient Wald estimator* (EWALD) pour l'inscription dans un établissement d'enseignement. Les lignes suivantes montrent les résultats concernant la probabilité que les jeunes hommes soient employés et la probabilité qu'ils ne soient ni étudiants ni employés.

La première observation est que les résultats de la régression par les MCO sont très sensibles au choix des centiles utilisés pour l'imputation des salaires des non-actifs. Cela se vérifie pour chacun des résultats situationnels examinés. Par exemple, la réaction des jeunes gens aux salaires en ce qui concerne leur inscription dans un établissement d'enseignement varie de -0,20, lorsque les imputations sont fondées sur le 15^e centile, à 0,03, lorsque les imputations reposent sur le 45^e centile. De la même façon, l'effet estimé des salaires sur le taux d'emploi des jeunes hommes et leur probabilité de n'être ni étudiant ni employé diminue d'un facteur 5 lorsqu'on passe du 15^e au 45^e centile.

26. On ne peut se servir de la même procédure pour l'équation (2), car la variable instrumentale utilisée dans l'étude devient un instrument faible lorsque sont ajoutées les tendances pour les provinces productrices de pétrole. On pouvait s'y attendre, étant donné que la stratégie d'identification employée repose en partie sur la variation entre provinces de la croissance des salaires et des résultats de situation pour les jeunes.

En revanche, les résultats pour les DMC couvrent un intervalle beaucoup plus étroit. Les estimations de β_1 pour l'inscription dans un établissement d'enseignement sont statistiquement significatives au seuil de signification de 5 % et indiquent qu'une augmentation de 10 points du logarithme des salaires réels après impôt entraîne une réduction du nombre d'inscrits de l'ordre de 2,6 à 3,5 points de pourcentage, par rapport à un taux d'inscription de référence de 52 %. Les estimations des paramètres des salaires pour la probabilité d'être employé et pour la probabilité de n'être ni étudiant ni employé sont estimées avec plus de précision : la plupart des estimations sont statistiquement significatives au seuil de signification de 0,1 %. Il en ressort qu'une hausse de 10 points du logarithme des salaires réels après impôt a) fait augmenter le taux d'emploi chez les jeunes hommes de 3,5 à 4,7 points de pourcentage[27] et b) fait diminuer la probabilité des jeunes hommes de n'être ni étudiants ni employés de 1,4 à 1,9 point de pourcentage. Étant donné que 59 % des jeunes hommes avaient un emploi en 2001 et que 12 % n'étaient ni étudiants ni employés cette année-là (tableau 3), ces estimations impliquent d'importantes élasticités-salaire de l'offre de main-d'œuvre à la marge extensive et de la probabilité de n'être ni étudiant ni employé, qui se chiffrent, en moyenne, à 0,69 et -1,35, respectivement[28].

Comme les résultats obtenus par les DMC, ceux produits par l'estimateur de groupement EWALD indiquent que des salaires réels plus élevés font augmenter le taux d'emploi des jeunes hommes et diminuer leur probabilité de n'être ni étudiants ni employés. Les élasticités-salaire résultantes de l'offre de main-d'œuvre à la marge extensive et de la probabilité de n'être ni étudiant ni employé sont d'environ la moitié de celles obtenues à partir des estimations par les DMC : elles valent, en moyenne, 0,35 et -0,63, respectivement. Si les estimations de β_1 obtenues avec l'estimateur EWALD indiquent que le nombre d'inscrits diminue lorsqu'augmentent les salaires, il reste que certaines de ces estimations ne sont pas statistiquement significatives aux seuils de signification conventionnels. Quoi qu'il en soit, les résultats obtenus tant par les DMC qu'avec l'estimateur EWALD donnent à penser que la hausse des salaires réels a un double effet. Bien qu'ils semblent entraîner, du moins temporairement, une réduction du nombre d'inscrits dans les établissements d'enseignement, les salaires réels plus élevés attirent (ou ramènent) sur le marché du travail des jeunes hommes qui n'étaient ni étudiants ni employés.

Le tableau 4 évalue si des salaires réels relativement élevés incitent les jeunes hommes non diplômés du secondaire (10^e année ou moins, 11^e, 12^e ou 13^e année sans diplôme d'études secondaires) à décrocher, au moins temporairement. Comme dans le tableau 3, les estimations par les MCO de la réaction des jeunes étudiants aux salaires varient considérablement selon le vecteur de salaires imputés utilisé pour les personnes sans emploi. Par contre, les estimations par les DMC sont relativement stables et s'échelonnent de -0,06 à -0,10. Comme les estimations EWALD, elles ne sont pas statistiquement différentes de zéro. Ainsi, elles n'étayent aucunement l'hypothèse que les jeunes hommes moins qualifiés arrêtent leurs études lorsque les salaires augmentent. En revanche, les trois estimateurs donnent des résultats qui portent à croire que le taux d'emploi des jeunes hommes moins instruits augmente à mesure que s'accroissent les salaires. Une augmentation de 10 points du logarithme des salaires réels après impôt est associée à une hausse allant de 5,3 à 8,7 points de pourcentage de cette

27. À l'inverse, les estimations des paramètres des salaires minimums dans l'équation de l'emploi signalent qu'une augmentation de 10 points du logarithme des salaires minimums réels s'accompagne d'une diminution des taux d'emploi de l'ordre de 0,7 à 1,0 point de pourcentage. Mesuré en niveaux ou logarithmes, le revenu tiré de prestations d'aide sociale auxquelles pourraient avoir droit les hommes célibataires sans emploi n'est pas corrélé aux taux d'emploi.
28. Les élasticités-salaire sont calculées en divisant les effets estimés des salaires par la moyenne de la variable dépendante pertinente en 2001.

probabilité, dans le cas des estimations découlant des régressions par les DMC[29]. Cela signifie une élasticité-salaire relativement élevée de l'offre de main-d'œuvre à la marge extensive, qui varie entre 1,06 et 1,74. Comme dans le tableau 3, les résultats obtenus par les DMC indiquent que cette accroissement de la participation au marché du travail résulte, du moins en partie, d'une diminution du nombre de personnes qui ne sont ni étudiantes ni employées. Ainsi, il ressort des chiffres du tableau 4 que, dans le cas des jeunes hommes ne détenant pas de diplôme d'études secondaires, une hausse des salaires n'a pas d'effet sur l'inscription dans un établissement d'enseignement, mais elle attire sur le marché du travail ceux qui n'étaient ni étudiants ni employés.

Étant donné la hausse séculaire des exigences en matière de compétences (Acemoglu 2002; Autor et coll. 2003) et des niveaux de scolarité atteints par les jeunes que l'on a observée au cours des dernières décennies, il est concevable qu'une augmentation des salaires influe plus sur les décisions de s'inscrire dans un établissement d'enseignement des personnes qui « risquent » de fréquenter le collège ou l'université que sur celles des personnes dont le niveau de scolarité est relativement peu élevé. Dans un tel scénario, on observerait l'effet négatif des salaires sur les inscriptions que montre le tableau 3 chez les étudiants des collèges et universités[30]. Le tableau 5 confirme que c'est bel et bien le cas. Les résultats par les DMC indiquent qu'une augmentation de 10 points du logarithme des salaires réels après impôt s'accompagne d'une réduction du nombre d'inscriptions dans ce sous-échantillon dont l'ampleur varie de 2,7 à 3,3 points de pourcentage. Comme dans le tableau 3, les résultats donnés par tous les estimateurs montrent qu'une hausse des salaires accroît la probabilité que les jeunes hommes occupent un emploi et fait diminuer leur probabilité de n'être ni étudiant ni employé. Dans le cas des personnes susceptibles de s'inscrire au collège ou à l'université, les estimations par les DMC indiquent qu'une hausse de 10 points du logarithme des salaires réels après impôt entraîne une hausse de l'emploi de l'ordre de 2,2 à 2,7 points de pourcentage[31]. L'élasticité-salaire de l'offre de main-d'œuvre qui en résulte à la marge extensive varie de 0,36 à 0,44; elle est donc inférieure à celle observée dans le cas des jeunes gens ne possédant pas de diplôme d'études secondaires.

En résumé, selon les estimations par les DMC, des salaires réels plus élevés font augmenter la participation au marché du travail et diminuer la probabilité de n'être ni étudiant ni employé tant chez les jeunes hommes ne possédant pas de diplôme du secondaire que chez leurs homologues plus instruits qui sont susceptibles de s'inscrire au collège ou à l'université. Contrairement aux constatations de Black et coll. (2005), ni les estimations issues de la régression par les DMC ni celles obtenues au moyen de l'estimateur de groupement ne signalent qu'une augmentation des salaires réels s'accompagne d'une diminution de l'inscription dans un établissement d'enseignement chez les jeunes hommes moins instruits. Il semble plutôt que l'augmentation des salaires réels ne fasse diminuer les inscriptions que chez les jeunes hommes susceptibles de s'inscrire au collège ou à l'université.

---

29. Comme dans le cas du tableau 3, une hausse des salaires minimums réels est associée à de plus modestes variations des taux d'emploi que lorsque ce sont les salaires réels après impôt qui augmentent. Les estimations des paramètres des salaires minimums indiquent qu'une augmentation de 10 points du logarithme des salaires minimums réels est associée à une diminution des taux d'emploi de l'ordre de 0,5 à 1,2 point de pourcentage.
30. Dans cette étude, les inscrits potentiels au collège et à l'université ne comprennent pas les personnes qui possèdent un certificat ou un diplôme d'école de métiers, celles qui n'ont pas de diplôme d'études secondaires (10e année ou moins; 11e, 12e ou 13e année sans diplôme du secondaire) ni celles qui détiennent un baccalauréat ou un diplôme supérieur.
31. Par contre, ces mêmes estimations indiquent, pour tous les centiles, qu'une hausse de 10 points du logarithme des salaires minimums réels est associée à une diminution d'un point de pourcentage du taux d'emploi.

5 Vérifications de la robustesse

5.1 Spécification des modèles

Les constatations présentées jusqu'à maintenant reposent sur les hypothèses que, conditionnellement aux observables, les résultats étudiés chez les jeunes hommes a) évoluent au même rythme dans les différentes régions et b) réagissent aux salaires réels plutôt qu'aux salaires relatifs. Dans les tableaux 6 à 8, ces hypothèses sont assouplies. En premier lieu, des tendances linéaires pour les provinces productrices de pétrole sont ajoutées à l'équation (3). Cela permet aux résultats étudiés chez les jeunes de varier à un rythme différent dans chaque région du fait de l'omission de facteurs comme le revenu parental ou les dépenses gouvernementales en éducation. En deuxième lieu, les décisions des jeunes gens de poursuivre ou non des études sont modélisées comme une fonction non pas des salaires réels mais des salaires qu'ils s'attendent actuellement à recevoir par rapport à ce qu'ils gagneraient si leur niveau de scolarité devenait plus élevé (Becker 1964). Par exemple, les personnes susceptibles de s'inscrire à l'université pourraient réagir non pas aux changements dans les salaires réels qu'elles escomptent mais aux changements dans les salaires qu'elles escomptent par rapport à ceux des détenteurs d'un baccalauréat. Pour tenir compte de cette possibilité, la variable de salaire réel après impôt utilisée jusqu'à maintenant est remplacée par une variable de salaire relatif.

Le tableau 6 montre que l'ajout de tendances pour les provinces productrices de pétrole dans l'équation (3) ne réduit pas sensiblement les effets estimés des salaires sur la probabilité des jeunes hommes de n'être ni étudiants ni employés. Cela se vérifie tant pour les jeunes hommes qui ne possèdent pas de diplôme d'études secondaires que pour ceux qui sont susceptibles de s'inscrire au collège ou à l'université. Il ressort de cette constatation que les résultats EWALD présentés aux tableaux 3 à 5 concernant la probabilité des jeunes hommes de n'être ni étudiants ni employés ne sont pas dus à l'omission de facteurs propres à la région variant avec le temps.

Le tableau 7 se concentre sur le sous-échantillon des personnes susceptibles de s'inscrire au collège ou à l'université. La fréquentation à temps plein d'une université et la fréquentation à temps plein d'un collège sont modélisées comme une fonction des salaires réels et comme une fonction des salaires relatifs. Outre les méthodes des moindres carrés ordinaires et des doubles moindres carrés, on utilise deux estimateurs de groupement : 1) l'estimateur de groupement défini par l'équation (3) basé sur quatre groupes d'âge; 2) un second estimateur de groupement basé sur deux groupes d'âge (17 à 20 ans et 21 à 24 ans) et, donc, sur des tailles d'échantillon plus grandes par observation groupée[32]. Le tableau 7 montre que, peu importe l'estimateur utilisé, il y a très peu de signes qu'une augmentation des salaires réels ou relatifs entraîne une réduction de la fréquentation à temps plein des collèges. Par contre, les résultats obtenus à l'aide des estimateurs de groupement indiquent que des salaires réels ou relatifs plus élevés se traduisent par une réduction de la fréquentation à temps plein des universités. Les résultats obtenus avec l'estimateur de groupement basé sur deux groupes d'âge montrent qu'une augmentation de 10 points du logarithme des salaires réels après impôt fait diminuer la fréquentation à temps plein des universités de 1,5 à 1,7 point de pourcentage, lorsqu'on utilise un taux d'inscription à temps plein à l'université de référence de 22 %. Les résultats obtenus avec ce même estimateur de groupement indiquent qu'une hausse de 10 points du logarithme des salaires relatifs donne lieu à une réduction de 1,0 à 1,3 point de pourcentage de la fréquentation à temps plein d'une université. Ainsi, que l'on fasse entrer en ligne de compte les

32. Dans le cas du sous-échantillon des inscrits potentiels au collège et à l'université, la taille moyenne d'échantillon par observation groupée augmente, passant de 171,2 à 305,8 lorsque l'on passe du premier estimateur de groupement au second.

salaires réels ou les salaires relatifs, de meilleures offres salariales semblent entraîner une réduction des inscriptions à temps plein à l'université. En revanche, il n'y a pas de preuve statistiquement significative que les taux d'inscription des jeunes hommes sans diplôme d'études secondaires diminuent lorsqu'augmentent les taux de rémunération, qu'ils soient mesurés en termes réels ou relatifs (tableau 8)[33].

5.2 Migration sélective

Les résultats présentés jusqu'à maintenant ne tiennent pas compte de la migration sélective. Si l'on considère que les jeunes migrants de sexe masculin sont principalement des personnes qui ont déjà terminé leur scolarité, qui ont déjà un emploi dans leur province d'origine et qui se sont établies dans les provinces productrices de pétrole après avoir accepté un emploi mieux rémunéré dans ces provinces, on observera dans les provinces productrices de pétrole une diminution des taux d'inscription à l'université ainsi que de la probabilité que les jeunes hommes ne soient ni étudiants ni employés comparativement aux autres provinces, même si les salaires n'ont pas d'effet causal sur les résultats étudiés. Le même scénario se produira si les adolescents venus de l'étranger sont installés en majorité dans les provinces non productrices de pétrole (comme l'Ontario, le Québec et la Colombie-Britannique) et ont tendance à être inscrits à temps plein à l'université en nombres relativement élevés et à avoir des taux d'emploi relativement faibles. Ainsi, la migration sélective peut conduire à surestimer l'effet des salaires sur les inscriptions à l'université, l'emploi des jeunes hommes et la probabilité que ceux-ci ne soient ni étudiants ni employés.

Pour traiter cette question, on se sert de la banque DAL, un ensemble de données administratives qui convient bien à l'analyse de la migration sélective. Depuis 1999, la banque DAL contient des données sur les montants relatifs aux études que peuvent déduire les étudiants à temps partiel et les étudiants à temps plein, ainsi que des renseignements sur les frais de scolarité versés aux établissements d'enseignement postsecondaire. Son utilisation permet donc d'estimer les taux d'inscription à temps plein à l'université pour la période de référence de l'étude[34]. Comme elle renferme un échantillon aléatoire de 20 % de tous les contribuables canadiens, la banque DAL produit de très grandes tailles d'échantillon. Il est donc possible d'estimer des modèles distincts pour un échantillon de base qui comprend à la fois les migrants interprovinciaux et les non-migrants, ainsi que pour un sous-échantillon formé exclusivement des non-migrants, c'est-à-dire les personnes qui ont vécu dans une même province pendant la toute la période d'observation[35]. Si les résultats obtenus jusqu'à maintenant sont simplement dus à la migration sélective, les tendances temporelles observées dans l'échantillon de base devraient disparaître lorsqu'on se concentre sur le sous-échantillon des non-migrants.

Le tableau 9 permet d'évaluer si tel est le cas. La partie 1 donne les résultats de la régression d'une variable indicatrice binaire de l'inscription à temps plein à l'université sur des variables indicatrices d'âge et de région comprenant toutes les interactions, les effets de l'année et un ensemble complet d'interactions province-année pour l'Alberta, la Saskatchewan et Terre-

33. Il n'est fait état que des résultats obtenus au moyen de l'estimateur EWALD basé sur quatre groupes d'âge. On ne peut pas comparer les estimations par les DMC obtenues pour les salaires réels et pour les salaires relatifs du fait que la variable instrumentale utilisée dans l'étude est faiblement corrélée aux salaires relatifs des jeunes hommes ne possédant pas de diplôme d'études secondaires.
34. Voir la section 7 en annexe pour en savoir plus sur la construction des taux d'inscription à temps plein dans les universités dans la banque DAL.
35. On constitue le sous-échantillon des non-migrants en retirant de l'échantillon de base toutes les observations d'années-personnes associées aux migrants interprovinciaux.

Neuve-et-Labrador[36]. Deux hypothèses sont testées, à savoir a) si les taux d'inscription à temps plein à l'université ont diminué dans les trois provinces productrices de pétrole par rapport aux taux dans les autres provinces pendant la seconde moitié de la période de 2001 à 2008 (durant laquelle s'est produite une croissance accélérée des salaires dans ces trois provinces) et b) si les tendances observées dans l'échantillon de base disparaissent lorsqu'on examine uniquement le sous-échantillon des non-migrants.

Les colonnes 1, 2 et 3 de la partie 1 confirment qu'à partir de 2004 les taux d'inscription à temps plein à l'université ont diminué en Alberta et en Saskatchewan par rapport aux autres provinces. Les résultats pour la province de Terre-Neuve-et-Labrador sont ambigus. Les colonnes 4, 5 et 6 de la partie 1 montrent que ces tendances sont qualitativement similaires lorsque l'on considère le sous-échantillon des non-migrants. Entre 55 % et 88 % de la baisse des inscriptions à l'université observée à partir de 2004 en Alberta dans l'échantillon de base persistent lorsque l'analyse ne porte que sur les non-migrants. En Saskatchewan, les proportions correspondantes vont de 70 % à 89 %. Le fait que plus de la moitié de la baisse relative des inscriptions à l'université en Alberta et en Saskatchewan persiste lorsque l'on passe de l'échantillon de base au sous-échantillon des non-migrants n'étaye pas l'hypothèse selon laquelle les résultats présentés aux sections qui précèdent sont uniquement dus à la migration sélective.

Le fait que, dans les deux échantillons, l'augmentation des taux d'emploi ait été plus marquée dans toutes les provinces productrices de pétrole que dans les autres provinces après 2005 fournit une preuve supplémentaire que les changements dans les résultats pour les jeunes hommes décrits dans la présente étude ne sont pas le seul fait de la migration sélective. Lorsque l'on compare les colonnes 1 à 3 aux colonnes 4 à 6 de la partie 2 du tableau 9, on constate qu'au moins les deux tiers des augmentations du taux d'emploi dans les provinces productrices de pétrole (par rapport aux autres provinces) demeurent lorsque l'on passe de l'échantillon de base au sous-échantillon des non-migrants.

Si la banque DAL permet d'estimer les taux d'inscription à temps plein à l'université, elle ne permet pas le calcul des taux d'inscription dans un établissement d'enseignement (puisque, par définition, les écoles secondaires ne sont pas des établissements d'enseignement postsecondaire et que seuls les étudiants des établissements postsecondaires peuvent déduire le montant de leurs frais de scolarité). Par conséquent, on ne peut l'utiliser pour évaluer l'effet de la migration sélective sur la probabilité que les jeunes hommes ne soient ni étudiants ni employés.

Cependant, les données de l'EPA peuvent aider à répondre à la question de savoir si la corrélation négative entre les salaires et la probabilité que les jeunes hommes ne soient ni étudiants ni employés est simplement attribuable à la migration sélective. Si l'augmentation des salaires réels n'a pas d'effet causal sur la probabilité de n'être ni étudiant ni employé, cette probabilité, lorsqu'elle est mesurée au niveau national (c.-à-d. agrégée sur l'ensemble des provinces), ne devrait plus baisser une fois que les variations des taux de chômage ont été prises en compte.

Le graphique 11 permet de vérifier si cela est le cas. La courbe en trait plein représente le pourcentage de jeunes hommes qui n'étaient ni étudiants ni employés pendant la période de 1997 à 2008 par rapport au pourcentage correspondant observé en 2004 (c.-à-d. moins celui-ci). Comme le montre le graphique 11, la proportion de jeunes hommes qui n'étaient ni étudiants ni employés a diminué de 1,5 (1,2) point de pourcentage au Canada de 2004 à 2007 (2008). La courbe pointillée illustre la proportion de cette baisse qui persiste après la prise en

36. Deux groupes d'âge (17 à 20 ans et 21 à 24 ans) comprennent toutes les interactions avec les huit régions définies plus haut. Une autre spécification utilisant simplement les variables indicatrices d'âge et de région produit des résultats semblables.

compte des conditions serrées du marché du travail, c'est-à-dire qu'elle représente les résidus de la régression du pourcentage de jeunes hommes ni étudiants ni employés au Canada sur un terme constant et sur le taux de chômage chez les 25 à 54 ans[37]. Après cette opération, la probabilité que les jeunes hommes ne soient ni étudiants ni employés diminue d'environ 1,0 (0,6) point de pourcentage de 2004 à 2007 (2008). Donc, au moins la moitié du recul agrégé du pourcentage de jeunes hommes ni étudiants ni employés observé de 2004 à 2007 (2008) demeure après que l'on a tenu compte du resserrement du marché du travail. Comme la croissance des salaires s'est accélérée durant cette période dans les trois provinces productrices de pétrole (graphique 4), ces résultats donnent à penser que le repli observé était lié à l'augmentation des salaires réels.

En résumé, les données du tableau 9 et du graphique 11 ne corroborent en rien l'hypothèse que les estimations, calculées au moyen des données de l'EPA, de l'effet causal des salaires sur les résultats chez les jeunes hommes sont le simple fait de la migration sélective.

6 Conclusion

La mesure dans laquelle l'amélioration des offres salariales incite les jeunes à quitter l'école et à faire leur entrée sur le marché du travail est une question clé qui sous-tend la formation de capital humain. Malgré l'importance de cette question, les éléments probants disponibles à cet égard sont rares. La présente étude comble cette lacune. En utilisant les données de l'Enquête sur la population active du Canada et d'un vaste ensemble de données administratives, elle fournit des estimations récentes de l'élasticité par rapport aux salaires après impôt de la participation des jeunes hommes au marché du travail et de leur décision de poursuivre ou non des études. Les résultats indiquent que, sur les marchés du travail des années 2000, les salaires plus élevés ont eu un double effet : ils ont eu tendance à faire baisser les taux d'inscription à temps plein à l'université, mais aussi à ramener sur le marché du travail des jeunes gens qui n'étaient ni étudiants ni employés. Ces constatations tiennent sous diverses vérifications de la robustesse et ne semblent pas attribuables à la migration sélective.

Des salaires plus élevés engendrent-ils une augmentation nette du capital humain chez les jeunes? Pour répondre à cette question, il faut savoir si les réductions des taux d'inscription dans un établissement d'enseignement sont permanentes ou temporaires, et dans quelle mesure l'employabilité à long terme des jeunes moins qualifiés augmente quand ils sont attirés sur le marché du travail. Des données récentes montrent que certains essors pétroliers antérieurs (comme celui observé au Canada au début des années 1980) ont abouti à une réduction temporaire des inscriptions dans un établissement d'enseignement, mais n'ont pas eu d'effets à long terme sur le niveau de scolarité des individus. Un tel scénario s'est-il produit depuis la fin de la récession de 2008-2009? Dans quelle mesure la hausse des salaires influe-t-elle sur l'employabilité à long terme des jeunes moins qualifiés? Ce sont là des questions auxquelles répondront de futurs travaux de recherche.

37. Plus précisément, c'est la valeur de ces résidus à l'année *t* moins leur valeur en 2004 qui est représentée graphiquement. La régression est effectuée sur la période de 1976 à 2012. Des résultats semblables sont obtenus lorsque la régression est estimée sur la période de 1990 à 2012.

Tableau 1
Statistiques descriptives, hommes non mariés âgés de 17 à 24 ans, 2001 à 2008

	Groupe d'âge					
	17 à 24		17 à 20		21 à 24	
	Tous	Employés	Tous	Employés	Tous	Employés
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4	Colonne 5	Colonne 6
Pourcentage d'inscrits dans un établissement d'enseignement	51,0	36,9	63,6	50,9	35,6	23,8
Pourcentage d'inscrits aux études à temps plein	46,8	31,8	59,8	46,0	30,9	18,5
École primaire ou secondaire	17,1	11,5	30,2	23,3	1,0	0,5
Collège	12,8	10,1	15,4	14,0	9,6	6,4
Université	16,9	10,2	14,1	8,7	20,3	11,6
Pourcentage de jeunes qui ne sont ni étudiants ni employés	11,4	...	10,7	...	12,2	...
Nombre moyen d'heures par semaine	18,3	30,7	13,7	26,2	23,9	34,8
Employés (pourcentage)	59,6	...	52,3	...	68,5	...
Employés à temps plein (pourcentage)	36,3	60,9	23,2	44,4	52,3	76,3
Salaire horaire moyen (dollars de 2002)	...	10,89	...	9,19	...	12,47
Âgés de 17 à 20 ans (pourcentage)	55,1	48,3	...	...	...	...
Niveau de scolarité (pourcentage)						
10e année ou moins	9,7	8,0	13,4	11,4	5,1	4,8
11e, 12e ou 13e année sans diplôme d'études secondaires	17,9	14,9	28,7	25,8	4,5	4,6
Diplôme d'études secondaires	27,6	30,7	27,9	32,9	27,2	28,6
Certificat ou diplôme d'école de métiers	5,0	6,7	1,9	2,9	8,7	10,3
Études postsecondaires partielles	24,8	22,6	23,8	22,8	26,1	22,3
Diplôme de collège, CEGEP et autre	11,3	12,8	4,3	4,3	20,0	20,8
Baccalauréat ou diplôme supérieur	3,8	4,5	...	...	8,5	8,6
Région (pourcentage)						
Terre-Neuve-et-Labrador	1,0	0,7	1,2	0,8	0,7	0,5
Autres provinces de l'Atlantique	5,3	4,8	5,7	5,1	4,9	4,6
Québec	22,3	22,7	22,0	22,6	22,7	22,6
Ontario	41,2	39,5	40,4	37,7	42,1	41,1
Manitoba	3,3	3,7	3,4	4,1	3,0	3,4
Saskatchewan	2,8	3,0	3,0	3,3	2,6	2,7
Alberta	11,4	13,1	11,4	13,3	11,5	12,9
Colombie-Britannique	12,8	12,6	12,9	12,9	12,6	12,3
Pourcentage de jeunes hommes faisant partie d'un ménage qui loue son logement	29,8	29,6	23,8	21,7	37,1	37,0
Pourcentage de jeunes hommes vivant dans une RMR ou une AR	81,5	81,3	78,9	78,2	84,8	84,3
Taille de l'échantillon (nombre)	170 632	100 297	100 657	52 651	69 975	47 646

... n'ayant pas lieu de figurer

Note : Les chiffres ayant été arrondis, leur somme peut ne pas être exactement égale à 100,0.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de données de l'Enquête sur la population active (fichiers de février, mars, septembre et octobre).

Tableau 2

Résultats des régressions de premier stade (variable dépendante = logarithme des salaires réels après impôt)

	Centile			
	15e	25e	35e	45e
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4
Tous les jeunes hommes				
Variable instrumentale fondée sur les prix du pétrole – estimation des paramètres	2,37 ***	2,16 ***	1,91 ***	1,75 ***
Kleibergen-Paap, statistique F de Wald	73,0	52,8	42,2	34,8
Jeunes hommes sans diplôme d'études secondaires				
Variable instrumentale fondée sur les prix du pétrole – estimation des paramètres	2,01 ***	1,66 ***	1,42 ***	1,23 **
Kleibergen-Paap, statistique F de Wald	20,5	15,6	10,7	10,0
Jeunes hommes susceptibles de s'inscrire au collège ou à l'université				
Variable instrumentale fondée sur les prix du pétrole – estimation des paramètres	2,74 ***	2,62 ***	2,33 ***	2,22 ***
Kleibergen-Paap, statistique F de Wald	50,8	36,8	29,4	26,9

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)
Note : Les chiffres indiquent le coefficient de la variable instrumentale fondée sur les prix du pétrole dans les régressions de premier stade du logarithme des salaires réels après impôt. Les valeurs p sont fondées sur des erreurs-types groupées par âge, niveau de scolarité et région comprenant toutes les interactions. Des régressions distinctes sont exécutées en fonction des divers centiles utilisés pour l'imputation des salaires des hommes non employés. Toutes les régressions comprennent aussi des indicateurs d'âge, de niveau de scolarité et de région comprenant toutes les interactions, les effets d'année, des indicateurs de mois, un indicateur de locataire, un indicateur d'habitant de région métropolitaine de recensement/agglomération de recensement, le taux de chômage et le taux de travail à temps partiel involontaire définis par âge, niveau de scolarité et région, ainsi que le logarithme des salaires minimaux réels selon la province, la moyenne du logarithme des frais de scolarité réels pour un diplôme de baccalauréat et les niveaux de revenu que les personnes seules peuvent tirer de l'aide sociale.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de données de l'Enquête sur la population active (fichiers de février, mars, septembre et octobre).

Tableau 3
Effet estimé des salaires réels sur les résultats chez les jeunes hommes

	Centile			
	15e	25e	35e	45e
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4
	estimations des paramètres			
Résultat				
Être inscrit dans un établissement d'enseignement				
Moindres carrés ordinaires (MCO)	-0,20 ***	-0,12 ***	-0,05	0,03
Doubles moindres carrés (DMC)	-0,26 *	-0,28 *	-0,32 *	-0,35 *
Estimateur de groupement EWALD	-0,10 *	-0,08 †	-0,05	-0,04
Être employé				
Moindres carrés ordinaires (MCO)	0,93 ***	0,69 ***	0,45 ***	0,19 ***
Doubles moindres carrés (DMC)	0,35 ***	0,38 ***	0,43 ***	0,47 ***
Estimateur de groupement EWALD	0,26 ***	0,22 ***	0,20 ***	0,14 ***
N'être ni étudiant ni employé				
Moindres carrés ordinaires (MCO)	-0,31 ***	-0,24 ***	-0,16 ***	-0,06 ***
Doubles moindres carrés (DMC)	-0,14 ***	-0,15 ***	-0,17 ***	-0,19 **
Estimateur de groupement EWALD	-0,08 ***	-0,08 ***	-0,08 ***	-0,06 **
	nombres			
Taux d'inscription dans un établissement d'enseignement en 2001	0,52	0,52	0,52	0,52
Taux d'emploi en 2001	0,59	0,59	0,59	0,59
Taux de jeunes hommes ni étudiants ni employés en 2001	0,12	0,12	0,12	0,12
Taille de l'échantillon (MCO et DMC)	170 632	170 632	170 632	170 632
Observations groupées (Estimateur de groupement EWALD)	1 128	1 128	1 128	1 128
Nombre de groupes	164	164	164	164
Taille moyenne d'échantillon par observation groupée	151,3	151,3	151,3	151,3

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

Note : L'échantillon comprend les hommes de 17 à 24 ans non mariés et sans enfants. Les chiffres indiquent l'effet estimé du logarithme des salaires réels après impôt sur la probabilité que les jeunes hommes soient inscrits dans un établissement d'enseignement, qu'ils soient employés ou qu'ils ne soient ni étudiants ni employés. Des régressions distinctes sont exécutées en fonction des divers centiles utilisés pour l'imputation des salaires des hommes non employés. Toutes les régressions comprennent aussi des indicateurs d'âge, de niveau de scolarité et de région comprenant toutes les interactions, les effets d'année, des indicateurs de mois, un indicateur de locataire, un indicateur d'habitant de région métropolitaine de recensement/agglomération de recensement, le taux de chômage et le taux de travail à temps partiel involontaire définis par âge, niveau de scolarité et région, ainsi que le logarithme des salaires minimaux réels selon la province, la moyenne du logarithme des frais de scolarité réels pour un diplôme de baccalauréat et les niveaux de revenu que les personnes seules peuvent tirer de l'aide sociale. Les valeurs p sont fondées sur des erreurs-types groupées par âge, niveau de scolarité et région.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de données de l'Enquête sur la population active (fichiers de février, mars, septembre et octobre).

Tableau 4

Effet estimé des salaires réels sur les résultats chez les jeunes hommes ne possédant pas de diplôme d'études secondaires

	Centile			
	15e	25e	35e	45e
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4
	estimations des paramètres			
Résultat				
Être inscrit dans un établissement d'enseignement				
Moindres carrés ordinaires (MCO)	-0,09 *	-0,02	0,04	0,11
Doubles moindres carrés (DMC)	-0,06	-0,07	-0,08	-0,10
Estimateur de groupement EWALD	-0,06	0,01	0,02	0,02
Être employé				
Moindres carrés ordinaires (MCO)	1,27 ***	0,94 ***	0,63 ***	0,24 ***
Doubles moindres carrés (DMC)	0,53 **	0,64 **	0,75 *	0,87 *
Estimateur de groupement EWALD	0,26 ***	0,24 **	0,25 *	0,18 †
N'être ni étudiant ni employé				
Moindres carrés ordinaires (MCO)	-0,45 ***	-0,35 ***	-0,24 ***	-0,09 ***
Doubles moindres carrés (DMC)	-0,23 *	-0,27 *	-0,32 †	-0,37 †
Estimateur de groupement EWALD	-0,06	-0,09 †	-0,08	-0,05
	nombres			
Taux d'inscription dans un établissement d'enseignement en 2001	0,62	0,62	0,62	0,62
Taux d'emploi en 2001	0,50	0,50	0,50	0,50
Taux de jeunes hommes ni étudiants ni employés en 2001	0,14	0,14	0,14	0,14
Taille de l'échantillon (MCO et DMC)	50 882	50 882	50 882	50 882
Observations groupées (Estimateur de groupement EWALD	307	307	307	307
Nombre de groupes	48	48	48	48
Taille moyenne d'échantillon par observation groupée	165,7	165,7	165,7	165,7

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

Note : L'échantillon comprend les hommes de 17 à 24 ans non mariés et sans enfants qui ne détiennent pas de diplôme d'études secondaires. Les chiffres indiquent l'effet estimé du logarithme des salaires réels après impôt sur la probabilité que les jeunes hommes soient inscrits dans un établissement d'enseignement, qu'ils soient employés ou qu'ils ne soient ni étudiants ni employés. Des régressions distinctes sont exécutées en fonction des divers centiles utilisés pour l'imputation des salaires des hommes non employés. Toutes les régressions comprennent aussi des indicateurs d'âge, de niveau de scolarité et de région comprenant toutes les interactions, les effets d'année, des indicateurs de mois, un indicateur de locataire, un indicateur d'habitant de région métropolitaine de recensement/agglomération de recensement, le taux de chômage et le taux de travail à temps partiel involontaire définis par âge, niveau de scolarité et région, ainsi que le logarithme des salaires minimaux réels selon la province, la moyenne du logarithme des frais de scolarité réels pour un diplôme de baccalauréat et les niveaux de revenu que les personnes seules peuvent tirer de l'aide sociale. Les valeurs p sont fondées sur des erreurs-types groupées par âge, niveau de scolarité et région.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de données de l'Enquête sur la population active (fichiers de février, mars, septembre et octobre).

Tableau 5

Effet estimé des salaires réels sur les résultats chez les jeunes hommes susceptibles de s'inscrire au collège ou à l'université

	Centile			
	15e	25e	35e	45e
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4
	estimations des paramètres			
Résultat				
Être inscrit dans un établissement d'enseignement				
Moindres carrés ordinaires (MCO)	-0,22 ***	-0,15 ***	-0,06 †	0,03
Doubles moindres carrés (DMC)	-0,27 *	-0,28 *	-0,31 †	-0,33 †
Estimateur de groupement EWALD	-0,09	-0,10	-0,06	-0,05
Être employé				
Moindres carrés ordinaires (MCO)	0,94 ***	0,72 ***	0,47 ***	0,20 ***
Doubles moindres carrés (DMC)	0,22 *	0,23 *	0,26 *	0,27 *
Estimateur de groupement EWALD	0,30 ***	0,28 ***	0,24 ***	0,17 ***
N'être ni étudiant ni employé				
Moindres carrés ordinaires (MCO)	-0,28 ***	-0,22 ***	-0,14 ***	-0,06 ***
Doubles moindres carrés (DMC)	-0,10 *	-0,10 *	-0,11 *	-0,12 *
Estimateur de groupement EWALD	-0,09 ***	-0,09 ***	-0,10 ***	0,08 **
	nombres			
Taux d'inscription dans un établissement d'enseignement en 2001	0,50	0,50	0,50	0,50
Taux d'emploi en 2001	0,61	0,61	0,61	0,61
Taux de personnes ni étudiantes ni employées en 2001	0,11	0,11	0,11	0,11
Taille de l'échantillon (MCO et DMC)	106 321	106 321	106 321	106 321
Observations groupées (Estimateur de groupement EWALD)	621	621	621	621
Nombre de groupes	84	84	84	84
Taille moyenne d'échantillon par observation groupée	171,2	171,2	171,2	171,2

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

Note : L'échantillon comprend les jeunes hommes qui détiennent un diplôme d'études secondaires, qui ont fait des études postsecondaires partielles, qui possèdent un diplôme de collège communautaire ou de CEGEP, ou qui détiennent un certificat universitaire de niveau inférieur au baccalauréat. Les chiffres indiquent l'effet estimé du logarithme des salaires réels après impôt sur la probabilité que les jeunes hommes soient inscrits à l'université à temps plein, qu'ils soient employés ou qu'ils ne soient ni étudiants ni employés. Des régressions distinctes sont exécutées en fonction des divers centiles utilisés pour l'imputation des salaires des hommes non employés. Toutes les régressions comprennent aussi des indicateurs d'âge, de niveau de scolarité et de région comprenant toutes les interactions, les effets d'année, des indicateurs de mois, un indicateur de locataire, un indicateur d'habitant de région métropolitaine de recensement/agglomération de recensement, le taux de chômage et le taux de travail à temps partiel involontaire définis par âge, niveau de scolarité et région, ainsi que le logarithme des salaires minimaux réels selon la province, la moyenne du logarithme des frais de scolarité réels pour un diplôme de baccalauréat et les niveaux de revenu que les personnes seules peuvent tirer de l'aide sociale. Les valeurs p sont basées sur des erreurs-types groupées par âge, niveau de scolarité et région.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de données de l'Enquête sur la population active (fichiers de février, mars, septembre et octobre).

Tableau 6
N'être ni étudiant ni employé — Vérifications de la robustesse

	Centile			
	15e	25e	35e	45e
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4
	estimations des paramètres au moyen de l'estimateur (EWALD)			
Tous les jeunes hommes				
Tendances pour les provinces productrices de pétrole?				
Non	-0,08 ***	-0,08 ***	-0,08 ***	-0,06 **
Oui	-0,08 ***	-0,08 ***	-0,08 **	-0,05 *
Jeunes hommes sans diplôme d'études secondaires				
Tendances pour les provinces productrices de pétrole?				
Non	-0,06	-0,09 †	-0,08	-0,05
Oui	-0,05	-0,09	-0,08	-0,04
Jeunes hommes susceptibles de s'inscrire au collège ou à l'université				
Tendances pour les provinces productrices de pétrole?				
Non	-0,09 ***	-0,09 ***	-0,10 ***	0,08 **
Oui	-0,09 **	-0,09 **	-0,09 **	-0,07 *

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)
Note : Les chiffres indiquent l'effet estimé du logarithme des salaires réels après impôt sur la probabilité que les jeunes hommes ne soient ni étudiants ni employés. Les valeurs p sont fondées sur des erreurs-types groupées par âge, niveau de scolarité et région.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de données de l'Enquête sur la population active (fichiers de février, mars, septembre et octobre).

Tableau 7
Salaires, fréquentation d'un collège et fréquentation d'une université

	Centile			
	15e	25e	35e	45e
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4
	estimations des paramètres			
Résultat				
Être inscrit à l'université à temps plein				
Moindres carrés ordinaires (MCO)	-0,16 ***	-0,10 ***	-0,04 *	0,03 *
Doubles moindres carrés (DMC)	-0,17	-0,18	-0,20	-0,21
Estimateur EWALD	-0,13 **	-0,12 *	-0,11 *	-0,07
Estimateur EWALD (2 groupes d'âge)	-0,17 ***	-0,16 **	-0,15 **	-0,15 **
Estimateur EWALD (2 groupes d'âge et salaires relatifs)	-0,13 **	-0,12 *	-0,10 *	-0,10 *
Être inscrit au collège à temps plein				
Moindres carrés ordinaires (MCO)	-0,06 **	-0,04 †	-0,02	0,01
Doubles moindres carrés (DMC)	-0,15	-0,15	-0,17	-0,18
Estimateur EWALD	0,00	-0,01	0,03	0,00
Estimateur EWALD (2 groupes d'âge)	-0,01	0,01	0,04	0,02
Estimateur EWALD (2 groupes d'âge et salaires relatifs)	-0,03	0,00	0,04	0,02
	nombre			
Taux d'inscrits à temps plein à l'université en 2001	0,22	0,22	0,22	0,22
Taux d'inscrits à temps plein au collège en 2001	0,19	0,19	0,19	0,19

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)
Note : L'échantillon comprend les jeunes hommes qui détiennent un diplôme d'études secondaires, qui ont fait des études postsecondaires partielles, qui possèdent un diplôme de collège communautaire ou de CEGEP, ou qui détiennent un certificat universitaire de niveau inférieur au baccalauréat. Les chiffres indiquent l'effet estimé des salaires sur la probabilité que les jeunes hommes soient inscrits à l'université ou au collège à temps plein. Des régressions distinctes sont exécutées en fonction des divers centiles utilisés pour l'imputation des salaires des hommes non employés. Toutes les régressions comprennent aussi des indicateurs d'âge, de niveau de scolarité et de région comprenant toutes les interactions, les effets d'année, des indicateurs de mois, un indicateur de locataire, un indicateur d'habitant de région métropolitaine de recensement/agglomération de recensement, le taux de chômage et le taux de travail à temps partiel involontaire définis par âge, niveau de scolarité et région, ainsi que le logarithme des salaires minimaux réels selon la province, la moyenne du logarithme des frais de scolarité réels pour un diplôme de baccalauréat et les niveaux de revenu que les personnes seules peuvent tirer de l'aide sociale. Les valeurs p sont fondées sur des erreurs-types groupées par âge, niveau de scolarité et région.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de données de l'Enquête sur la population active (fichiers de février, mars, septembre et octobre).

Tableau 8
Inscription dans un établissement d'enseignement des jeunes hommes sans diplôme d'études — Vérifications de la robustesse

	Centile			
	15e	25e	35e	45e
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4
	estimations des paramètres au moyen de l'estimateur (EWALD)			
Salaires réels	-0,06	0,01	0,02	0,02
Salaires relatifs	-0,08	-0,02	-0,02	-0,01

Note : Les chiffres indiquent l'effet estimé des salaires sur les taux d'inscription dans un établissement d'enseignement des jeunes hommes ne détenant pas de diplôme d'études secondaires. Les valeurs p sont fondées sur des erreurs-types groupées par âge, niveau de scolarité et région.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de données de l'Enquête sur la population active (fichiers de février, mars, septembre et octobre).

Tableau 9

Termes d'interaction province-année dans les trois provinces productrices de pétrole — Base de données administratives longitudinales

	Échantillon sélectionné					
	Échantillon de base			Non-migrants seulement		
	Alberta	Saskatchewan	Terre-Neuve-et-Labrador	Alberta	Saskatchewan	Terre-Neuve-et-Labrador
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4	Colonne 5	Colonne 6
	estimations des paramètres					
Partie 1 – Être inscrit à plein temps à l'université						
Année 2001	...	...	...	...	...	...
Année 2002	0,005 *	0,002	-0,002	0,006 **	0,005	0,003
Année 2003	-0,005 †	-0,017 ***	-0,006	-0,002	-0,014 **	0,005
Année 2004	-0,017 ***	-0,037 ***	-0,010	-0,015 ***	-0,033 ***	-0,004
Année 2005	-0,016 ***	-0,043 ***	-0,015 *	-0,012 ***	-0,037 ***	-0,007
Année 2006	-0,020 ***	-0,040 ***	0,005	-0,011 ***	-0,033 ***	0,011
Année 2007	-0,025 ***	-0,044 ***	-0,001	-0,015 ***	-0,031 ***	0,006
Année 2008	-0,022 ***	-0,055 ***	-0,015 †	-0,013 ***	-0,042 ***	-0,010
Partie 2 – Être employé à un moment donné durant l'année						
Année 2001	...	...	...	...	...	...
Année 2002	0,000	0,006	0,013 *	-0,001	0,004	0,010
Année 2003	0,008 ***	0,019 ***	0,026 ***	0,005 *	0,019 ***	0,024 **
Année 2004	0,000	0,012 *	0,025 ***	-0,003	0,012 *	0,023 **
Année 2005	0,006 **	0,029 ***	0,031 ***	0,003	0,031 ***	0,029 ***
Année 2006	0,014 ***	0,030 ***	0,044 ***	0,010 ***	0,035 ***	0,049 ***
Année 2007	0,012 ***	0,035 ***	0,062 ***	0,008 **	0,041 ***	0,067 ***
Année 2008	0,016 ***	0,040 ***	0,070 ***	0,012 ***	0,045 ***	0,078 ***

... n'ayant pas lieu de figurer

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

Note : Les chiffres indiquent les estimations des paramètres pour les termes d'interaction province-année. Les variables explicatives comprennent aussi des indicateurs d'âge et de région comprenant toutes les interactions (pour 2 groupes d'âge et 8 régions), ainsi que les effets de l'année. Les colonnes 1, 2 et 3 donnent les estimations des paramètres pour l'échantillon de base, qui comprend les migrants et les non-migrants. Les colonnes 4, 5 et 6 montrent les estimations correspondantes pour le sous-échantillon des non-migrants. L'échantillon de base et le sous-échantillon des non-migrants comprennent 2 004 969 observations et 1 887 889 observations, respectivement. Dans la partie 1, la variable dépendante est égale à 1 lorsque le jeune homme est inscrit à temps plein à l'université, sinon elle est égale à 0. Dans la partie 2, la variable dépendante est égale à 1 lorsque le jeune homme a des revenus déclarés dans un T4 pour une année donnée, sinon elle est égale à 0. Les valeurs p sont fondées sur des erreurs-types groupées au niveau individuel. Dans tous les cas, les échantillons comprennent les jeunes hommes de 17 à 24 ans non mariés et sans enfants durant l'année t.

Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir des données de la Base de données administratives longitudinales.

7 Annexe : Construction des taux d'inscription à temps plein à l'université à l'aide de la banque de Données administratives longitudinales (DAL)

Bien que la banque DAL n'identifie pas directement les étudiants inscrits à temps plein dans les universités, depuis 1999, elle comprend trois variables permettant le calcul des taux d'inscription à temps plein à l'université, à savoir 1) les frais de scolarité pour soi-même[38]; 2) le montant relatif aux études pour étudiants à temps plein et 3) le montant relatif aux études pour étudiants à temps partiel.

Voici la procédure suivie pour construire les taux d'inscription à temps plein à l'université.

En premier lieu, on sélectionne les contribuables non mariés (et sans enfants) de sexe masculin âgés de 17 à 24 ans qui déclarent des frais de scolarité positifs et déduisent un montant relatif aux études à titre d'étudiants à temps plein.

En deuxième lieu, le montant total que les étudiants déduisent au titre du montant relatif aux études pour étudiant à temps plein est divisé par la déduction mensuelle maximale que l'Agence du revenu du Canada accorde aux étudiants à temps plein. Cela produit une estimation du nombre de mois durant lesquels une personne a étudié à temps plein pendant l'année. Le nombre de mois d'études à temps partiel est obtenu de la même façon[39].

En troisième lieu, on dérive une estimation, en équivalents temps plein, du nombre de mois passés aux études par un étudiant[40].

Après quoi, le montant déduit au titre des frais de scolarité pour soi-même est divisé par le nombre estimatif de mois obtenu à l'étape 3[41]. Cela produit une estimation des frais de scolarité moyens payés par mois.

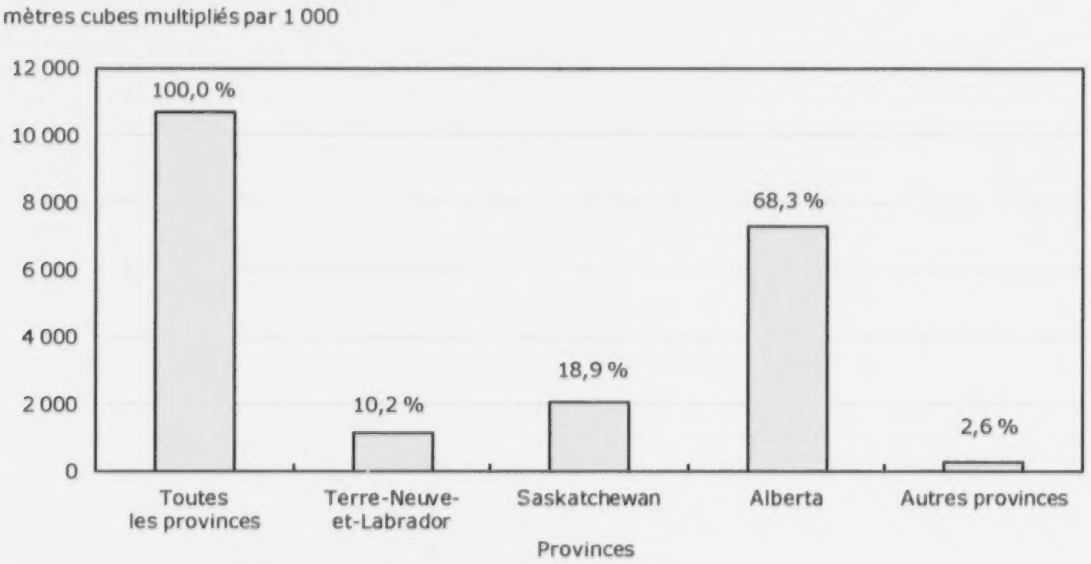
En cinquième lieu, on multiplie par 8 les frais de scolarité mensuels moyens estimés afin de calculer le montant de ces frais en équivalents de temps plein pour huit mois d'une année financière.

38. Les étudiants peuvent déduire les frais de scolarité versés à un établissement d'enseignement postsecondaire pour obtenir un crédit d'impôt non remboursable.
39. En d'autres termes, le montant total que les étudiants déduisent au titre du montant relatif aux études pour étudiant à temps partiel est divisé par la déduction mensuelle que l'Agence du revenu du Canada alloue aux étudiants à temps partiel.
40. Le nombre de mois passés comme étudiant à temps partiel est pondéré par un facteur de 0,6. Ainsi, le nombre total de mois est égal au nombre de mois de scolarité à temps plein plus 0,6 multiplié par le nombre de mois d'études à temps partiel.
41. Comme les frais de scolarité pour lesquels un crédit d'impôt est demandé comprennent toute dépense qu'un particulier a engagée durant l'année fiscale (à l'égard de l'inscription à tout cours pouvant être suivi à temps plein ou à temps partiel au cours de l'année fiscale), ils sont convertis en montant des frais de scolarité en équivalents temps plein. Cela permet de comparer ce montant aux frais de scolarité moyens payés par les étudiants canadiens à temps plein du premier cycle.

Enfin, on fixe la valeur d'une variable indicatrice binaire d'état d'étudiant universitaire à temps à 1 si ce montant des frais de scolarité en équivalents temps plein pour huit mois est compris entre 0,8 fois et 2 fois les moyennes provinciales des frais de scolarité; sinon, elle est fixée à 0[42,43].

Graphique 1

Production totale de pétrole brut (mètres cubes multipliés par 1 000) selon la province, moyenne de 1997 à 2008

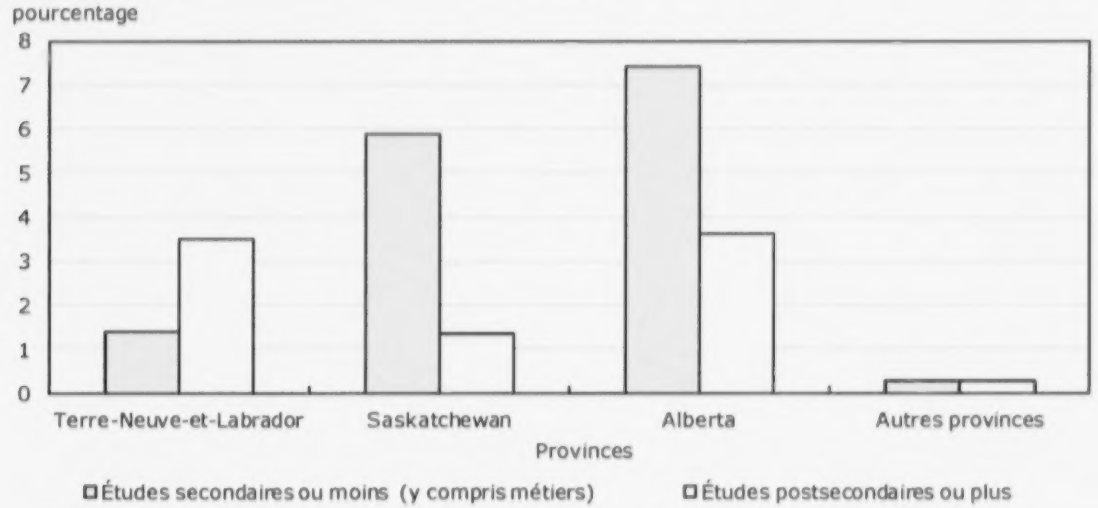


Source : Statistique Canada, tableau CANSIM 126-0001.

42. La limite supérieure est fixée à deux fois afin que soient exclus les étudiants d'écoles privées dont les frais de scolarité sont plus élevés que ceux payés par les étudiants fréquentant les universités publiques. La comparaison des nombres d'étudiants universitaires à temps plein — que l'on a ainsi obtenus à partir des données de la banque DAL — aux nombres fournis par la Division du tourisme et du Centre de la statistique de l'éducation de Statistique Canada) révèle que les estimations obtenues avec les données de la banque DAL captent environ 80 % de l'effectif total des étudiants inscrits à l'université au niveau national.
43. Les frais de scolarité moyens pondérés des étudiants canadiens à temps plein du premier cycle universitaires sont compilés par la Division du tourisme et du Centre de la statistique de l'éducation de Statistique Canada. Comme les montants initiaux sont saisis sur la base d'une année scolaire, on utilise des moyennes sur deux ans pour effectuer une comparaison avec les montants d'année civile dérivés de la banque DAL. Par exemple, les frais de scolarité pour 2001 correspondent à la moyenne de 2000-2001 et de 2001-2002.

Graphique 2

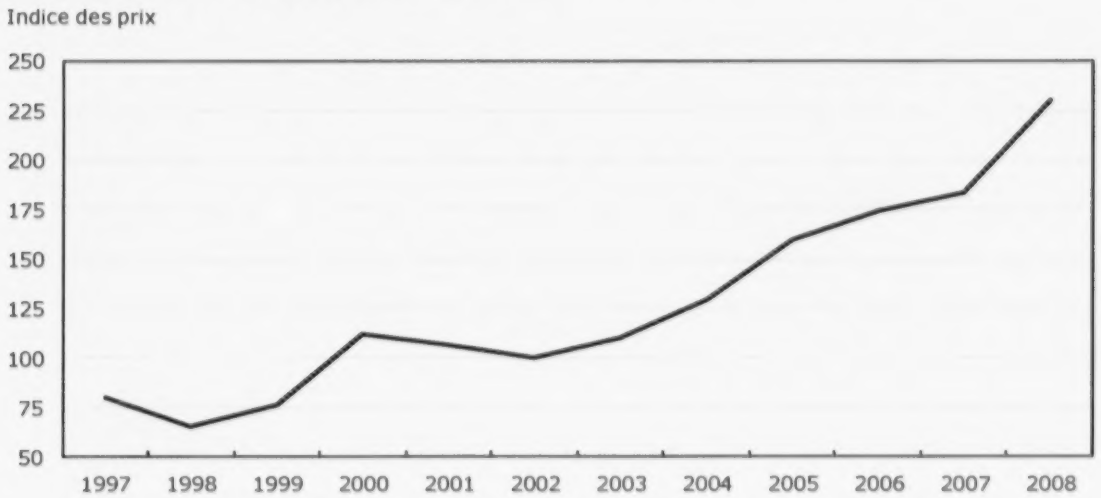
Pourcentage d'hommes non mariés âgés de 17 à 24 ans travaillant dans l'industrie du pétrole, moyenne de 1997 à 2000



Note : Travailleurs rémunérés de sexe masculin âgés de 17 à 24 ans non mariés et sans enfants.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de données de l'Enquête sur la population active (fichiers de février, mars, septembre et octobre).

Graphique 3

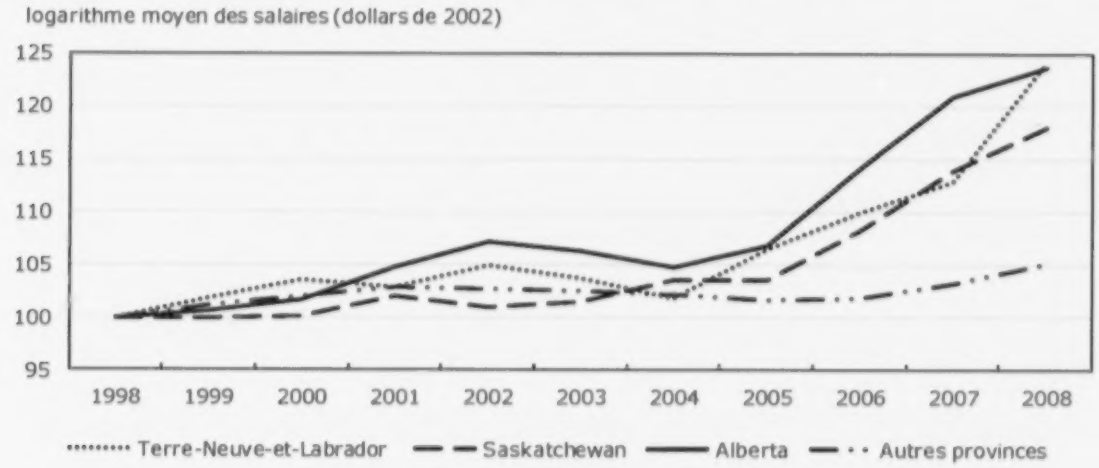
Indice des prix des produits industriels pour les produits du pétrole et du charbon, 1997 à 2008 (2002 = 100)



Note : L'indice des prix des produits industriels pour les produits du pétrole et du charbon repose en grande partie sur les prix des produits pétroliers.
Source : Statistique Canada, tableau CANSIM 329-0065.

Graphique 4

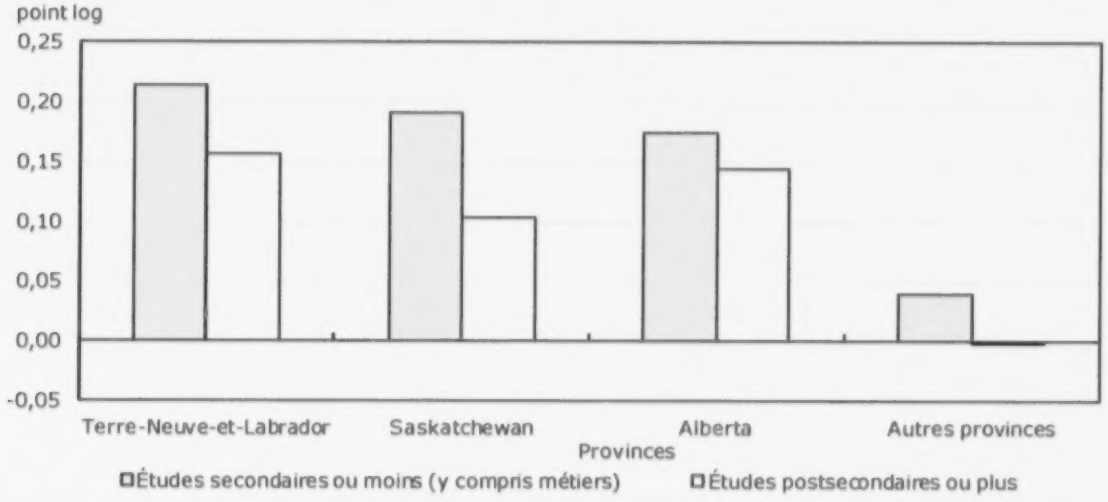
Moyenne du logarithme des salaires réels des hommes non mariés âgés de 17 à 24 ans, par province, 1998 à 2008 (1998 = 100)



Note : Travailleurs rémunérés de sexe masculin âgés de 17 à 24 ans non mariés et sans enfants. Moyenne des années *t* et *t-1*.
Source : Statistique Canada , calculs des auteurs à partir de données de l'Enquête sur la population active (fichiers de février, mars, septembre et octobre).

Graphique 5

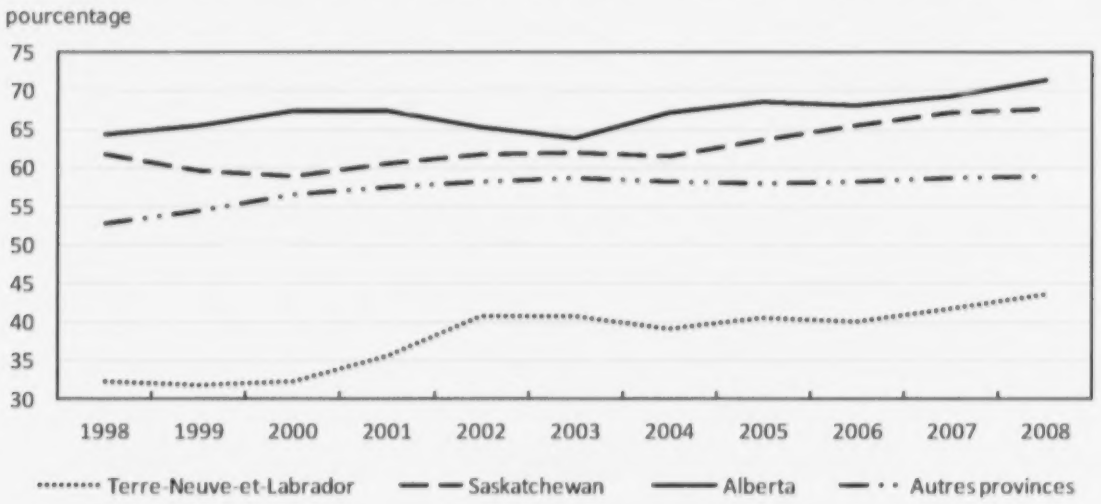
Croissance des salaires réels (points log) de 2001-2002 à 2007-2008, selon la province et le niveau de scolarité



Note : Croissance de la moyenne du logarithme des salaires (dollars de 2002) des travailleurs rémunérés de sexe masculin âgés de 17 à 24 ans non mariés et sans enfants.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de données de l'Enquête sur la population active (fichiers de février, mars, septembre et octobre).

Graphique 6

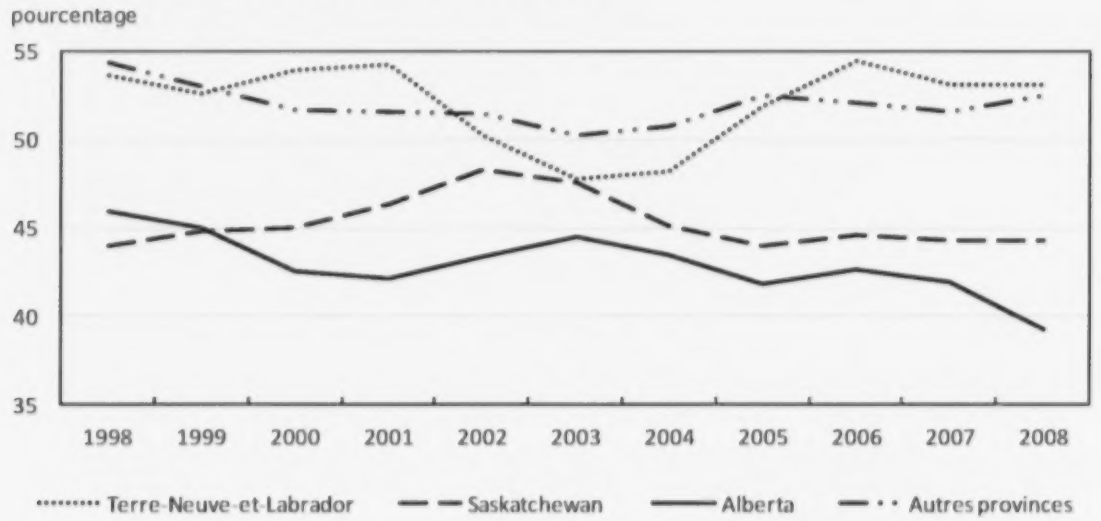
Taux d'emploi des hommes non mariés âgés de 17 à 24 ans, 1998 à 2008



Note : Hommes âgés de 17 à 24 ans non mariés et sans enfants. Moyennes de l'année *t* et de l'année *t-1*.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de données de l'Enquête sur la population active (fichiers de février, mars, septembre et octobre).

Graphique 7

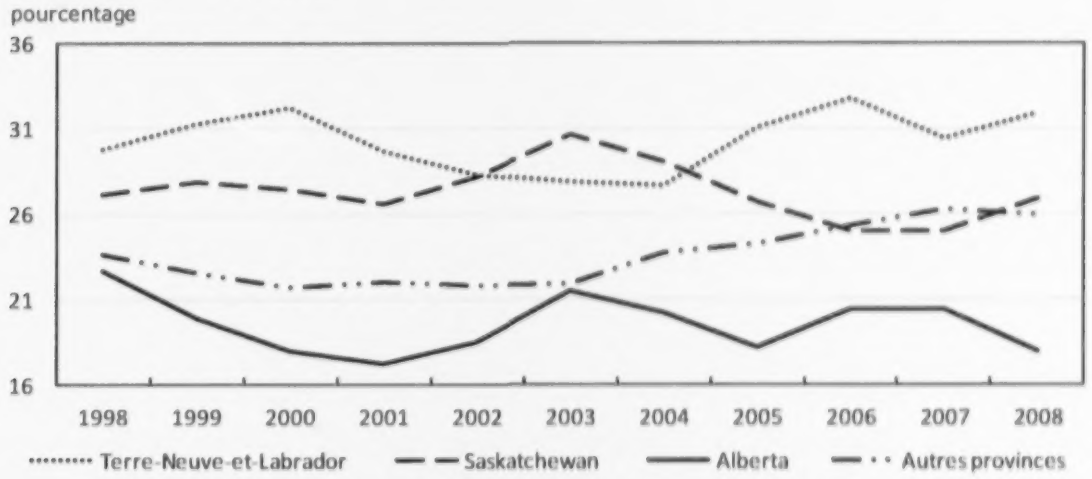
Pourcentage d'hommes non mariés âgés de 17 à 24 ans inscrits dans un établissement d'enseignement, 1998 à 2008



Note : Hommes âgés de 17 à 24 ans non mariés et sans enfants. Moyennes de l'année *t* et de l'année *t-1*.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de données de l'Enquête sur la population active (fichiers de février, mars, septembre et octobre).

Graphique 8

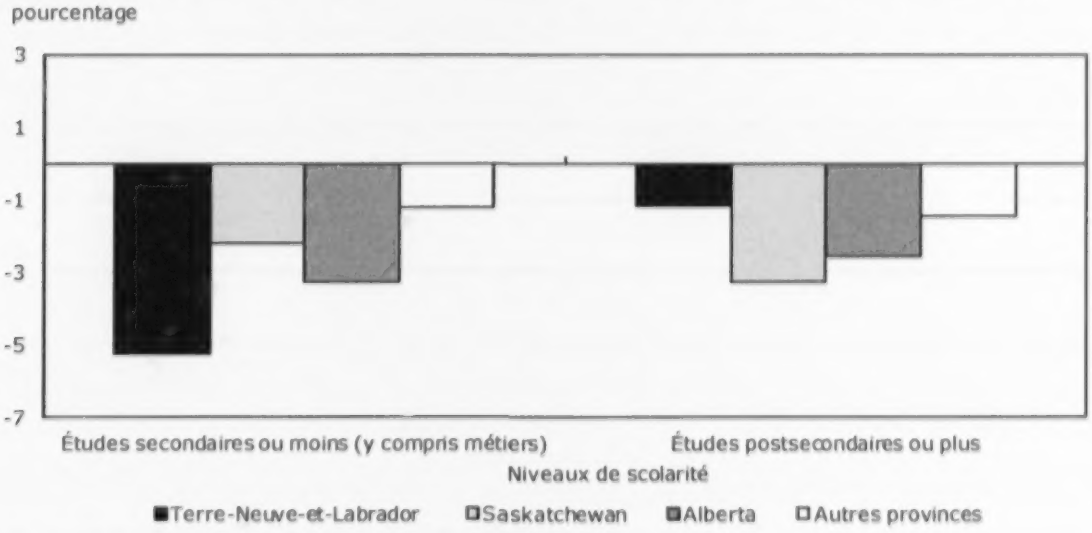
Pourcentage d'hommes non mariés âgés de 17 à 24 ans inscrits à temps plein à l'université, 1998 à 2008



Note : Hommes âgés de 17 à 24 ans non mariés et sans enfants. Sont exclues les personnes qui ont un diplôme ou un certificat d'une école de métiers, qui n'ont pas de diplôme de fin d'études secondaires ou qui détiennent un baccalauréat ou un diplôme supérieur. Moyennes de l'année *t* et de l'année *t -1*.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de données de l'Enquête sur la population active (fichiers de février, mars, septembre et octobre).

Graphique 9

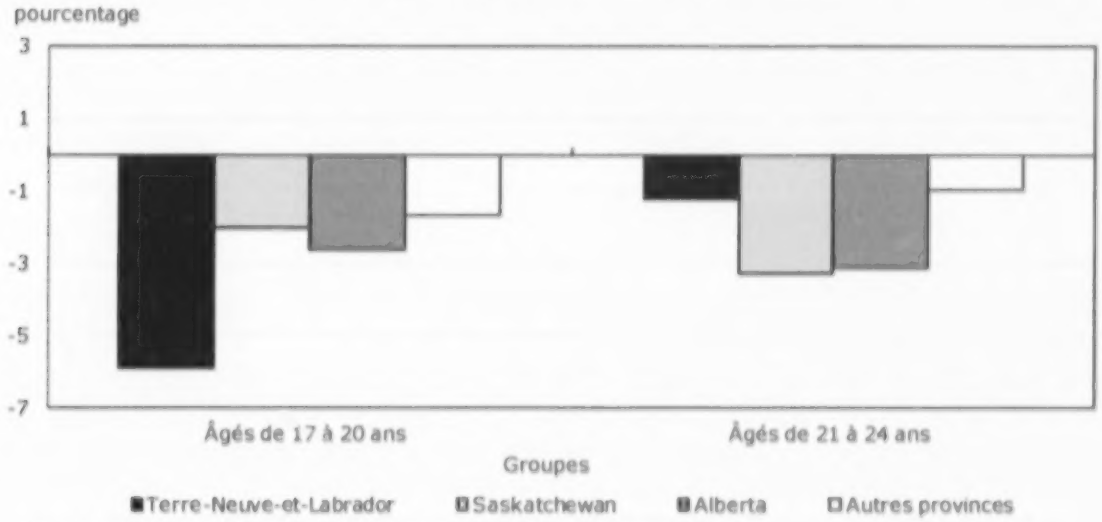
Variations du pourcentage de jeunes hommes qui ne sont ni étudiants ni employés, selon la province et le niveau de scolarité, 2001-2002 à 2007-2008



Note : Hommes âgés de 17 à 24 ans non mariés et sans enfants.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de données de l'Enquête sur la population active (fichiers de février, mars, septembre et octobre).

Graphique 10

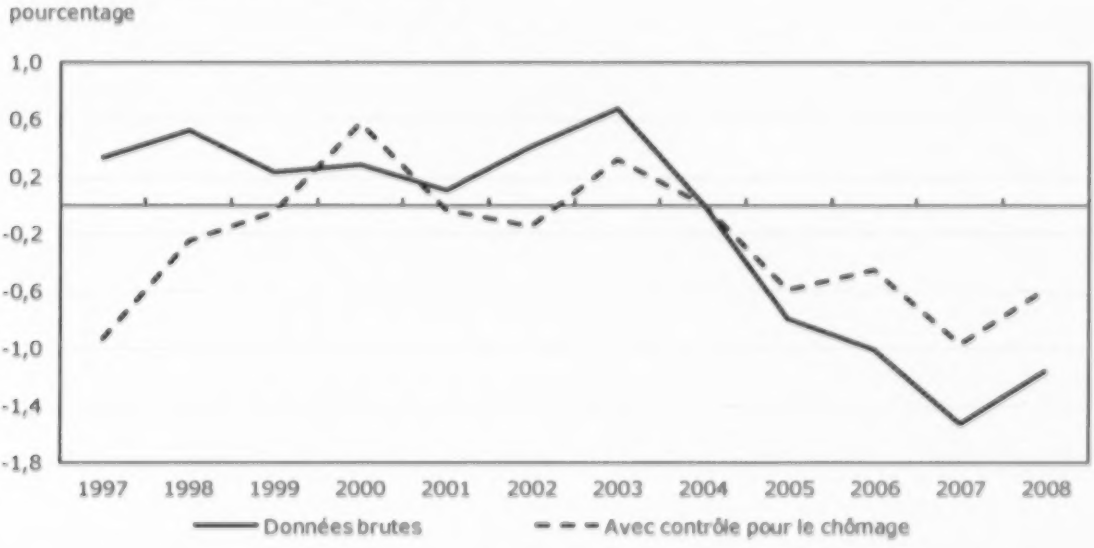
Variations du pourcentage de jeunes hommes qui ne sont ni étudiants ni employés, selon la province et l'âge, 2001-2002 à 2007-2008



Note : Jeunes jommes de 17 à 24 ans non mariés et sans enfants âgés.
Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de données de l'Enquête sur la population active (fichiers de février, mars, septembre et octobre).

Graphique 11

Pourcentage de jeunes hommes qui ne sont ni étudiants ni employés par rapport à celui observé en 2004



Source : Statistique Canada, calculs des auteurs à partir de données de l'Enquête sur la population active (fichiers de février, mars, septembre et octobre).

Bibliographie

Acemoglu, D. 2002. « Technical Change, Inequality, and the Labor Market ». *Journal of Economic Literature* 40 (1) : 7 à 72.

Autor, D.H., F. Levy, et R.J. Murnane. 2003. « The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Investigation ». *Quarterly Journal of Economics* 118 (4) : 1279 à 1333.

Becker, G. 1964. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York : Columbia University Press.

Black, D., T. McKinnish, et S. Sanders. 2005. « Tight Labor Markets and the Demand for Education: Evidence from the Coal Boom and Bust ». *Industrial and Labor Relations Review* 59 (1) : 3 à 16.

Blau, F.D., et L.M. Kahn. 2007. « Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women: 1980–2000 ». *Journal of Labor Economics* 25 (3) : 393 à 438.

Blundell, R. 2011. « Empirical Evidence and Tax Policy Design: Lessons from the Mirlees Review ». *Revue canadienne d'économique* 44 (4) : 1106 à 1137.

Blundell, R., A. Bozio, et G. Laroque. 2011. « Labor Supply and the Extensive Margin ». *American Economic Review* 101 (3) : 482 à 486.

Blundell, R., A. Duncan, et C. Meghir. 1998. « Estimating Labor Supply Responses Using Tax Policy Feforms ». *Econometrica* 66 (4) : 827 à 861.

Boudarbat, B., T. Lemieux, et W.C. Riddell. 2010. « The Evolution of the Returns to Human Capital in Canada, 1980-2005 ». *Analyse de politique* 36 (1) : 63 à 89.

Chetty, R., A. Guren, D. Manoli, et A. Weber. 2011. « Are Micro and Macro Labor Supply Elasticities Consistent? A Review of Evidence on the Intensive and Extensive Margins ». *American Economic Review* 101 (3) : 471 à 475.

Cheung, C., et S. Morin. 2007. *The Impact of Emerging Asia on Commodity Prices*. département des Relations internationales, Banque du Canada. Document de travail 2007–55. Ottawa : Banque du Canada.

Devereux, P.J. 2004. « Changes in Relative Wages and Family Labor Supply ». *Journal of Human Resources* 39 (3) : 696 à 722.

Devereux, P.J. 2007. « Small-sample bias in synthetic cohort models of labor supply ». *Journal of Applied Econometrics* 22 (4) : 839 à 848.

Emery, H., A. Ferrer, et D. Green. 2011. *Long Term Consequences of Natural Resource Booms for Human Capital Accumulation*. Réseau canadien de chercheurs dans le domaine du marché du travail et des compétences. Document de travail n° 74. Vancouver : Réseau canadien de chercheurs dans le domaine du marché du travail et des compétences.

Gottschalk, P., et T.M. Smeeding. 1997. « Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality ». *Journal of Economic Literature* 35 (2) : 633 à 687.

Gustman, A.L., et T.L. Steinmeier. 1981. « The Impact of Wages and Unemployment on Youth Enrollment and Labor Supply ». *The Review of Economics and Statistics* 63 (4) : 553 à 560.

Keane, M.P. 2011. « Labor Supply and Taxes: A Survey ». *Journal of Economic Literature* 49 (4) : 961 à 1075.

Lemieux, T. 2008. « The changing nature of wage inequality ». *Journal of Population Economics* 21 (1) : 21 à 48.

Milligan, K. 2012. *Canadian Tax and Credit Simulator*. Base de données, logiciel et documentation, version 2012-1.

Moffitt, R.A. 2012. *The U.S. Employment-Population Reversal in the 2000s: Facts and Explanations*. NBER Working Paper Series, nº 18520. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.

Conseil national du bien-être social. 2010. *Revenus de bien-être social, 2009*. Rapports du Conseil national du bien-être social. Hiver. Vol. 129. Ottawa : Conseil national du bien-être social. Disponible au lien suivant : http://publications.gc.ca/collections/collection_2011/cnb-ncw/HS51-1-2009-fra.pdf (consulté le 15 mars 2013)

Polgreen, L., et P. Silos. 2009. « Crude substitution: The cyclical dynamics of oil prices and the skill premium ». *Journal of Monetary Economics* 56 (3) : 409 à 418.

Rowat, M.R. 2006. *Période de boom : l'industrie canadienne du pétrole brut*. Analyse en bref, nº 47. Produit nº 11-621-MIF au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Stock, J.H., et M.W. Watson. 2011. *Introduction to Econometrics*. 3e édition. Upper Saddle River, New Jersey : Prentice Hall.